

La esperanza de vida en Cuba hoy

The life expectancy today in Cuba

Juan Carlos Albizu-Campos Espiñeira*

ARTÍCULO ORIGINAL | Recibido: 11 de agosto de 2018
Aceptado: 23 de septiembre de 2018

Resumen

En los estudios de mortalidad, la determinación de la Esperanza de Vida y la construcción de Tablas de Mortalidad, como modelo que le da origen, ocupan un espacio fundamental dado el elevado grado de refinamiento de la información que aportan. Hace ya más de una década que vio la luz un estudio predecesor de este, La esperanza de vida en Cuba en los 90 (Albizu-Campos Espiñeira, 2003), cuyo objetivo fue precisamente cubrir el vacío gnoseológico que se había generado sobre las condiciones de mortalidad de la población cubana durante ese decenio. De lo que se trata ahora es de dar continuidad al ejercicio que entonces se realizara al ofrecer el conjunto de estas tablas para toda la población, para cada sexo, según color de la piel (blanco, no blanco), a nivel nacional, regional y provincial, de forma tal que quede cubierto todo el período intercensal, 2002-2012.

Palabras clave

Mortalidad, Esperanza de Vida, Tablas de Mortalidad, Color de la piel.

Abstract

In the mortality studies, the determination of the Life Expectancy and the construction of Mortality Tables, as a model that gives rise to it, occupy a fundamental space given the high degree of refinement of the information they provide. More than a decade ago, a predecessor study of this one, Life expectancy in Cuba in the 90s (Albizu-Campos Espiñeira, 2003), whose objective was precisely to cover the gnoseological vacuum that had been generated on the conditions of mortality of the Cuban population during that decade. What is at issue now is to give continuity to the exercise that was then carried out by offering the set of these tables for the entire population, for each sex, according to skin color (white, not white), nationally, regionally and provincial, so that the entire intercensal period, 2002-2012, is covered.

Keywords

Mortality, Life Expectancy, Mortality Tables, Skin color.

* Profesor Titular. Doctor en Ciencias Económicas. Doctor en Demografía. Centro de Estudios Demográficos. Universidad de La Habana.

INTRODUCCION

En los estudios de mortalidad, la determinación de la Esperanza de Vida y la construcción de Tablas de Mortalidad, como modelo que le da origen, ocupan un espacio fundamental dado el elevado grado de refinamiento de la información que aportan. Por ello, para el completamiento del conocimiento sobre el patrón de esta variable demográfica, disponer de una serie lo más completa posible de resultados provenientes de la aplicación de tales instrumentos, constituyen piezas insoslayables.

Por otra parte, la obtención de indicadores que sirvan para medir el efecto que tiene la implementación de medidas para el alcance de una reducción sostenida de la incidencia de la mortalidad y el mejoramiento de las condiciones de supervivencia de la población, también se ha convertido igualmente en una necesidad de las diferentes instituciones de la salud, de planificación, de investigación científica, etc., encargadas del establecimiento de las políticas públicas en los distintos países.

Así entonces es que se hace imprescindible que, con regularidad, se realicen ejercicios para el completamiento de las series cronológicas que, sobre los indicadores más refinados de salud, son necesarias para todo el conjunto de investigaciones que se llevan adelante sobre el patrón de mortalidad de la población, intentando abarcarse, en la medida de lo posible, la inclusión de nuevas variables diferenciales de los riesgos de muerte a los que se exponen las personas en determinados escenarios socio-económicos.

Hace ya más de una década que vio la luz un estudio predecesor de este, *La esperanza de vida en Cuba en los 90* (Albizu-Campos Espiñeira, 2003), cuyo objetivo fue precisamente cubrir el vacío gnoseológico que se había generado sobre las condiciones de mortalidad de la población cubana durante ese decenio y que fue la síntesis de dos trabajos de tesis doctorales (Albizu-Campos Espiñeira J., 2002) (Albizu-Campos Espiñeira, 2002) y uno de maestría (Gómez León, 2003), realizados por profesores del Centro de Estudios Demográficos de la Universidad de La Habana.

Luego, de lo que se trata ahora es de dar continuidad al ejercicio que entonces se realizara, en el sentido de, utilizando la misma filosofía de construcción de tablas de mortalidad partiendo

de tasas específicas como promedios móviles en el tiempo de esa variable, ofrecer el conjunto de estas tablas para toda la población, para cada sexo, según color de la piel (blanco, no blanco), a nivel nacional, regional y provincial, de forma tal que quede cubierto todo el período intercensal, 2002-2012, y quede completada la serie que se generara en el trabajo antes citado.

Tal objetivo responde a la necesidad de resolver la interrogante sobre qué nivel ha alcanzado y cómo ha sido la dinámica de la capacidad de supervivencia, en términos de su extensión, de la población cubana durante la última década, sobre la base de esclarecer si, tal y cómo dejaran documentado los trabajos mencionados, la esperanza de vida al nacer en el país, a pesar de su tendencia al incremento, sigue viéndose afectada por reducciones coyunturales asociadas procesos más generales vinculados a la dinámica de las condiciones económico-ambientales, sociales-grupales-individuales y político-religioso-culturales en los que las personas desarrollan las actividades de su vida.

Añádase ahora como novedad, la sistematización del comportamiento de los indicadores refinados de mortalidad por color de la piel, no sólo a nivel nacional, sino también por regiones y provincias, de tal manera que pueda dejarse documentado, para el período intercensal, la dinámica del diferencial de mortalidad según esa característica, que ya antes había sido revelado por otras investigaciones, notablemente *Cuba. La muerte y el color* (Albizu-Campos Espiñeira, 2005), *Contrapunteo cubano de la muerte y el color* (Albizu-Campos Espiñeira, 2008), *La mortalidad en Cuba según el color de la piel* (Albizu-Campos Espiñeira & Cabrera Marrero, 2014) y *El color de la piel como diferencial ante el riesgo de muerte en el Oriente de Cuba. Una aproximación desde el espacio geográfico* (Cabrera Marrero, 2014).

Por otro lado, y teniendo como objetivo la construcción de tablas a nivel nacional y subnacional, así como según sexo y color de la piel hasta las edades de 100 y más años, el presente trabajo parte de las metodologías que se ya se habían probado con anterioridad para las tablas completas y se abordan ahora los patrones de mortalidad a nivel provincial a través de tablas abreviadas, por lo que se ofrece un capítulo metodológico en el que se abunda en el análisis de los instrumentos

utilizados. Ello sin duda permitirá a los lectores y usuarios del producto generado, contar con una descripción detallada de la estrategia procedimental empleada para la obtención de los resultados.

Es necesario aclarar que no se abordarán todos los aspectos teóricos a propósito de la construcción de tablas de mortalidad, sino únicamente aquellos relacionados con las técnicas que se han aplicado para la construcción de las tablas que se presentan, tanto a nivel de país, regional como provincial.

Habida cuenta de lo voluminosa que resulta la información generada, resumida en los anexos que acompañan el trabajo, el análisis de los resultados se concentrará sólo en los cometarios a propósito de los hallazgos fundamentales y las tendencias más generales, dejando al lector la libertad de proceder a elaborar sus propias conclusiones a partir de los intereses particulares que animen su exploración de las tablas anexas que constituyen el núcleo de este estudio.

La pretensión de las ideas que aquí se presentan es la de que, una vez concluido su estudio, se pueda ser capaz de construir tablas de mortalidad, completas y abreviadas, a nivel nacional y provincial, y se dominen herramientas teóricas y metodológicas robustas que permitan al lector comprender los resultados a los que se han arribado, así como servir de referencia a todos aquellos especialistas, economistas, sociólogos, estadísticos, administradores de la salud, planificadores, etc., que de una forma o de otra deban manejar los indicadores que se han calculado y propiciarles poder enfrentar de manera independiente la elaboración de otras tablas de mortalidad.

METODO PARA GUIAR BIEN LA RAZON

Recodificando las defunciones

Como ya se dejara establecido en investigaciones anteriores (Albizu-Campos Espiñeira, 2005, p. 4), la inclusión del color de la piel en la certificación de las defunciones a partir del año 2003 constituyó sin dudas un hecho de mayor significación para los estudios de mortalidad en el país. Aun cuando se ha reconocido que la información pueda no ser

completa (aproximadamente 0,9% de los certificados de defunción no tienen registrado el color de la piel) o contener algún sesgo, el propio hecho de contar con información de elevada calidad sobre esta característica en las defunciones en el país ha dejado abierto un importante espacio de estudio para la salud.

De la misma manera, y debido a la necesidad de evadir los errores que puede entrañar el manejo de diversos colores de piel en los que los contornos son tan borrosos, por un lado, y el hecho de que en una población pequeña como la cubana la utilización de numerosas categorías para una misma categoría puede conducir a pérdida de información, por otro, se decidió adoptar un eje de clasificación dicotómico del color de la piel (blanco, no blanco) que ya han probado su funcionalidad.

Así entonces, se procedió, para cada base de datos de certificados de defunción, a aplicar el siguiente procedimiento:

1. Recodificación del color de la piel en tres categorías: Blanco, No blanco y Desconocido. En las bases de datos originales que produce la Dirección Nacional de Estadísticas del MINSAP aparecen cuatro categorías: Blanco, Negro, Mestizo y Desconocido. Siendo tan intercambiables las categorías Negro y Mestizo, se ha considerado aconsejable, desde que se recomenzaron los trabajos sobre mortalidad por color de la piel en las dos últimas décadas, reunir las en una sola categoría.

Hay que decir, por otra parte, que no existe un color de la piel que sea "mestizo". En esta categoría aparecen reunidos, además de aquellos fallecidos cuyo color era más claro que el negro, todos los otros posibles colores de piel encontrados, notablemente el amarillo, que caracteriza a la población de origen asiático. Siendo tan difusa la frontera que separa la clasificación entre negro y mestizo —lo que evidentemente imprime un mayor sesgo a la información— así como la reducida proporción de defunciones de personas de color amarillo, se considera más apropiado tratarlas todas como una sola rúbrica y evadir las desviaciones propias de una clasificación ya de por sí controvertida. Esta ya es una práctica que se ha ido estandarizando en los estudios demográficos en el país (INSIE-CEE, 1990) (CEDEM-IPF-ONE, 1997), algunos de los cuales ya se han mencionado.

2. Separación de los certificados de defunción con color de piel conocido de aquellos en los que no se dispone de la información, en bases de datos independientes. Se trata de aislar aquellos certificados, que representaron entre 0.5 y 0.8% del total de certificados de defunción emitidos en el país entre 2001 y 2013, y aplicarles un procedimiento de atribución automática del color de la piel a través de un proceso de selección de muestra compleja.
3. Creación, para aquellas defunciones con color de piel conocido de una matriz de proporciones según la provincia de residencia, color, sexo y grupos de edades (0, 1-4, 5-9, 10-14, 15-19, ... ,95-99, 100+) y para cada año individualmente.
4. Para las defunciones con color de piel desconocido, extracción de una muestra estratificada por provincia de residencia, sexo y grupo de edad, por selección aleatoria simple, sin reemplazo, en una sola etapa, a los que se les atribuirá el color de piel blanco según el estrato de provincia, sexo y edad en que se encuentren, y en virtud de la proporción de blancos, en los mismos estratos, de aquellas defunciones de color de piel conocido y que fueron calculadas en el paso anterior.
5. Atribución de color de piel no blanco a todos aquellos que en cada estrato no fueron seleccionados en la etapa anterior. Verificación de que las proporciones de blancos y no blancos reproducen la estructura de los estratos de la matriz creada en el paso 3.
6. Reunificación de ambas bases de certificados de defunción.
7. El procedimiento se repitió para cada año del período de análisis, 2002-2012, y se aplicó además a los años 2001 y 2013, con los que completarán los trienios inicial y final de la serie de estudio.

De esta forma queda resuelta la pérdida de información que, aunque mínima (entre 0.5 y 0.8%), afecta de manera diferenciada según los estratos antes mencionados, sobre todo según la edad. Así entonces, se distribuyeron las defunciones según edades simples, sexos y color de piel blanco y no blanco, para cada año simple entre 2001 y 2013, que luego serían agrupadas por trienio, constituyendo así los numeradores de las tasas de mortalidad que se estimaron para este trabajo, según el

siguiente procedimiento para las tablas completas de mortalidad para Cuba:

$${}_{c,s}m_x^z = \frac{\sum_{i=z-1}^{z+1} {}_{c,s}D_x^i}{3 \cdot {}_{c,s}N_x^{30/6/z}} \quad (1)$$

donde "D" son las defunciones ocurridas los años z-1; z; z+1, de personas de edad x, "N" es la población media (al 30 de junio) con edad cumplida "x" del año z, "c" representa el color de la piel y "s" el sexo, y:

$${}_{5}m_x^z = \frac{\sum_{i=z-1}^{z+1} {}_{5}D_x^i}{3 \cdot {}_{5}N_x^{30/6/z}} \quad (2)$$

para las tablas abreviadas de mortalidad de las provincias y las regiones de Cuba, manteniéndose el mismo significado de la notación. Hay que apuntar que en ambas formulaciones se ha introducido una ligera variación con relación al concepto estándar que normalmente se utiliza en el caso de las tasas abreviadas y es que no se trabaja con el promedio trianual de las defunciones ocurridas en z-1; z; z+1. Ello se debe a que, siendo la población cubana tan reducida, el número de defunciones que también produce es bajo. Al trabajar con tantas categorías de manera combinada –años simples, sexo, edad, color de la piel, región y provincia de residencia–, el número total de defunciones de un trienio permite evadir de manera satisfactoria el hecho de que cuando se trabaja a niveles subnacionales y según categorías combinadas, comienza a aumentar la probabilidad de encontrar, en diferentes años y de manera aleatoria, edades en las que no se produjeron defunciones en un sexo, color de piel y provincia de residencia específicos, mientras que ello sería más raro para la suma en tres años consecutivos.

El hecho de trabajar con la relación clásica, que utiliza el promedio trianual de las defunciones en las tasas específicas de mortalidad, provocaría una reducción forzada del numerador, afectando su nivel final. Por otro lado, multiplicar la población en

el denominador no sería otra cosa que un arreglo dentro de la propia relación, por lo que conceptualmente no se está haciendo ninguna modificación, mientras que no se afecta la magnitud de los numeradores de la misma forma en que ocurre cuando se usa el promedio de tres años.

Estimación de la población

En el caso de la población utilizada para la construcción de las tablas de mortalidad, hubo que seguir un procedimiento de reconstrucción de las poblaciones en el período intercensal por diversas razones, algunas de ellas obvias. En primer lugar, para los años no censales no existen estimaciones de la población según color de la piel. Luego, y según se aprecia en el Anuario Demográfico de Cuba, 2012 (ONEI-CEPDE, 2013), a partir de la información censal del año 2012, se realizó un ajuste de las estimaciones de población de todo el país del período intercensal 2002-2012, de forma tal que éstas se acomodarán a las tendencias de la población durante ese decenio, eliminando el error de subestimación de las migraciones que provoca un incremento espurio del número de habitantes. De ahí que se hizo imprescindible ajustar también las poblaciones a nivel provincial, tanto total, como por edades, sexos y color de la piel.

Para ello, teniendo en cuenta que las proporciones de personas según color apenas cambiaron entre 2002 y 2012 –65% en 2002 y 64.1% en 2012 (ONE-CEPDE, 2005) (ONEI-CEPDE, 2014)–, se decidió completar las estimaciones de población en los años intercensales partiendo de una interpolación lineal anual de las proporciones de la población por edades simples, sexos, color de la piel y municipio de residencia con relación a las poblaciones totales que se tienen para cada año censal y considerando que entre el momento censal (septiembre) y la población media respectiva (30 de junio), no ocurrió ningún cambio en dichas proporciones (ϕ), que se calcularon de la siguiente forma:

$${}^{c,s}\phi_x^{z,i} = \frac{{}^{c,s}N_x^{z,i}}{N^z} \quad (3)$$

donde lo que se encuentra en el numerador es la población de edad cumplida “x”, de sexo “s” y de color de piel “c”, que en cada momento censal “z” (2002.68219 y 2012.70765) residía en el municipio “i”, mientras que en el denominador se toma la población total de Cuba en el mismo momento censal. Así, se dispuso de las proporciones necesarias en los años 2002 y 2012, de tal forma que para obtener las correspondientes a los años intermedios del período, se utilizó un procedimiento sencillo de interpolación lineal, de la siguiente manera:

$${}^{c,s}\phi_x^{z.5,i} = {}^{c,s}\phi_x^{2002.68219,i} + \left[\left(\frac{{}^{c,s}\phi_x^{2012.70765,i} - {}^{c,s}\phi_x^{2002.68219,i}}{10.02546} \right) \cdot (z.5 - 2002.68219) \right] \quad (4)$$

Donde 2002.68219 y 2012.70765 corresponden a los momentos exactos de las fechas de referencias de los censos realizados en ambos años y 10.02546 es al número exacto de años entre ambos censos y “z.5” es el momento medio del año intercensal para el que se calcula ϕ . De esta forma, se obtuvo una estructura de proporciones de la población cubana, por municipio de residencia, edad simple, sexo y color de la piel para cada año desde 2003 hasta 2011, que al ser aplicada a las poblaciones medias calculadas a partir de las estimaciones de población para años intercensales a las que ya se ha hecho referencia que aparecen en el referido anuario demográfico de 2012, permitió disponer de la po-

blación desagregada a nivel municipal que, agrupadas según la División Político-Administrativa (DPA), constituyó el denominador utilizado para el cálculo de las tasas de mortalidad a nivel provincial y nacional. Este procedimiento de reconstrucción de la población por edades simple, sexos y color de la piel, a nivel provincial y nacional partiendo del peso de esas características combinadas a nivel municipal constituye una propuesta metodológica gestada en el proyecto sobre el estudio del color de la piel como diferencial del comportamiento de la mortalidad que se desarrolla actualmente en el CEDEM y que incluye diversos trabajos que en la actualidad se están elaborando en el centro.

Habría que referirse al hecho de que la DPA utilizada no es la actualmente vigente, adoptada a partir de 2011, sino la anterior de 1976, de 14 provincias y 169 municipios. Ello obedeció en primer lugar al criterio de que tratándose de un período de análisis que culmina en el año censal 2012, casi inmediatamente después de adoptada la nueva DPA, se consideró que aún no habría transcurrido el tiempo suficiente para que en las nuevas provincias de Artemisa y Mayabeque se hubieran manifestado dos nuevos patrones de mortalidad distinguibles entre sí y entre ellos y el que ya se había observado en la anterior provincia de La Habana, que les diera origen, por lo que si lo que interesa es el estudio de los modelos subnacionales de mortalidad imperantes en el país, resultó aconsejable reconstruir, para 2011 y 2012, las antiguas provincias.

Por otro lado, el número de provincias cambió, desapareciendo una y dando lugar a otras dos, en las que se reagruparon municipios de una antigua provincia, La Habana, y el traslado de otros de la provincia de Pinar del Río, así como un proceso de reordenamiento administrativo y estadístico a escala provincial, que movió municipios entre provincias, pero que no afectó la escala municipal, y permitió la reconstrucción de las antiguas provincias y el municipio especial Isla de la Juventud, tal cual aparecían en la DPA del año 1976, vigente hasta 2010.

Habría que esperar el transcurso de un período mayor de tiempo para corroborar el impacto que ello pudiera tener sobre los patrones provinciales de mortalidad en los territorios involucrados en el referido proceso de reordenamiento territorial contenido en el cambio de la división político-administrativa del país, así como estudiar el posible efecto que pudiera observarse en las otras variables demográficas. En todo caso, no parece haber tenido aún consecuencia alguna al menos en lo que se refiere a la variable mortalidad y es plausible considerar la presencia aún de un único patrón de mortalidad, propio de la región habanera en referencia al modo de exposición al riesgo de muerte de las poblaciones involucradas en el análisis, Artemisa y Mayabeque, y exceptuando, claro está, a la de la población de la capital.

Construcción de las tablas completas de mortalidad. Nivel nacional

Para este trabajo, la construcción de las tablas de mortalidad se realizó partiendo de dos estrategias metodológicas complementarias: una para la construcción de las tablas completas de mortalidad para Cuba, nivel nacional, y otra para las tablas de mortalidad abreviadas de las provincias, nivel subnacional. Sin dudas, la razón es evidente en el sentido de que, al trabajar a nivel nacional, la desagregación de la población y de las defunciones no introducen ningún grado de incertidumbre en cuanto a la cantidad de defunciones según edades simples, sexos y color de la piel, dada la cantidad de población expuesta a riesgo. Así, las tablas completas para Cuba se construyeron según el procedimiento propuesto en publicaciones anteriores (Albizu-Campos Espiñeira, 2003, pp. 5-11), que ha sido adoptado por la Oficina Nacional de Estadísticas (ONEI-CEPDE, 2008, p. 10) para la elaboración de sus propias tablas y que consta de cuatro etapas, a saber:

1. Cálculo de las tasas específicas de mortalidad por edades simples, sexos y color de la piel.
2. Empalme, suavizamiento y ajuste de las tasas específicas de mortalidad.
3. Determinación de las restantes funciones de cada tabla.
4. Extracción de las tablas abreviadas de mortalidad a partir de las tablas completas.

En la primera etapa se utilizó la fórmula (1) ya vista en páginas anteriores:

$${}^{c,s}m_x^z = \frac{\sum_{i=z-1}^{z+1} {}^{c,s}D_x^i}{3 \cdot {}^{c,s}N_x^{30/6/z}} \quad (1)$$

obteniéndose así siete conjuntos de tasas específicas de mortalidad para todo el país, léase: para la población de ambos sexos; para hombres; para hombres blancos; para hombres no blancos; para mujeres; para mujeres blancas y para mujeres no blancas, así como para trienios móviles (z) dentro del período de estudios, es decir 2002-2004; 2003-2005; 2004-2006, y así sucesivamente, hasta 2011-2013.

Luego, teniendo en cuenta que las defunciones y la población provienen de fuentes diferentes y agregando que la población fue obtenida a partir de un procedimiento de estimación y no de la enumeración sobre color de la piel proveniente del censo de población y viviendas, es a todas luces lícito pensar que las oscilaciones observadas en las series de tasas específicas de mortalidad obtenidas pudieran estar explicadas por el diferente grado de precisión existente entre las diferentes fuentes de información, por lo que se decidió utilizar, en la segunda etapa y en cada trienio, el siguiente procedimiento de suavizamiento, combinando el método de empalme a través de promedios móviles de logaritmos de Arriaga (Arriaga, Johnson, & Jamison, 1994, pp. 84-87) y la fórmula A del método de suavizamiento de Whittaker-Henderson (Ortega, 1987, pp. 182-191), quedando como sigue:

2. Empalme, suavizamiento y ajuste de las tasas específicas de mortalidad.

2.1. Empalme de los promedios móviles de logaritmos de las tasas específicas, partiendo del supuesto de que existe interdependencia entre las condiciones de mortalidad de tres edades adyacentes cualesquiera, y a partir de ello se realiza un empalme entre las tasas por medio de promedios móviles de los logaritmos base 10 de las tasas específicas de mortalidad observadas:

§ Para todas las edades entre 1 y 99:

$${}^{c,s}m_x'' = 10^{\frac{1}{3} \cdot \sum_{i=x-1}^{x+1} \log_{10}({}^{c,s}m_i^z)} \quad (5)$$

§ Para las edades 0 y 100 y más:

${}^{c,s}m_x'' = {}^{c,s}m_x^z$, es decir, se toman directamente las tasas observadas.

donde "c" es el color de la piel, "s" es el sexo y "z" es el trienio de referencia.

2.2. Aplicación de la fórmula A del método de suavizamiento de Whitaker-Henderson para cada combinación de sexo "s" y color de piel "c", que se basa en la utilización de

ecuaciones en diferencias, que implican minimizar la siguiente cantidad:

$$\sum (m_x'' - m_x')^2 + k \cdot \sum (\Delta^2 \cdot m_x')^2 \quad (6)$$

Y que se interpreta como un proceso de dos iteraciones como sigue a continuación:

2.2.1. Primera iteración: determinación de m_x'

a. Para las dos primeras edades:

A Para la primera edad:

$$m_x' = m_{x+2}'' - [5 \cdot (m_{x+3}'' - m_{x+2}'')]]$$

Si $x = 0$, entonces: $m_0' = m_2'' - [5 \cdot (m_3'' - m_2'')]]$

A Para la segunda edad:

$$m_x' = m_{x+2}'' - [5 \cdot (m_{x+2}'' - m_{x+1}'')]]$$

Si $x = 1$, entonces: $m_1' = m_3'' - [5 \cdot (m_3'' - m_2'')]]$

b. Para el resto de las edades:

$$m_x' = (1.5 \cdot m_{x-1}') - (0.6 \cdot m_{x-2}') + (0.1 \cdot m_x'')$$

El procedimiento se aplica siguiendo un orden creciente de la edad.

2.2.2. Segunda iteración: determinación de m_x :

Para las dos edades finales:

A Para la última edad:

$$m_x = m_x' + [3 \cdot (m_x' - m_{x-1}')]]$$

Si $x = 100+$, entonces:

$$m_{100+} = m_{100+}' + [3 \cdot (m_{100+}' - m_{99}')]]$$

A Para la penúltima edad:

$$m_x = m'_x + [3 \cdot (m'_{x+1} - m'_x)]$$

Si $x = 99$, entonces:

$$m_{99} = m'_{99} + [3 \cdot (m'_{100+} - m'_{99})]$$

b. Para el resto de las edades:

$$m_x = (1.5 \cdot m_{x+1}) - (0.6 \cdot m_{x+2}) + (0.1 \cdot m'_x)$$

El procedimiento se aplica siguiendo un orden decreciente de la edad, exceptuando la edad 0, en la que se toma directamente la tasa específica de mortalidad observada.

2.3. Aplicación de un método de corrección del nivel a partir de un factor de ajuste (f_A) de la siguiente manera:

2.3.1. Cálculo de las defunciones esperadas por edades de acuerdo a las tasas empalmadas y suavizadas:

$$E D_x^z = N_x^{30/6/z} \cdot m_x \quad (7)$$

2.3.2. Obtención de las defunciones totales esperadas:

$$E D^z = \sum_{x=0}^{x+} E D_x^z \quad (8)$$

2.3.3. Determinación el factor de ajuste:

$$f_A = \frac{E D^z}{D^z} \quad (9)$$

2.3.4. Para toda $x \geq 1$, división de las m_x suavizadas entre el factor de ajuste, obteniéndose las m_x empalmadas, suavizadas y ajustadas:

$$m_x^A = \frac{m_x}{f_A} \quad (10)$$

3. Determinación de las restantes funciones de cada tabla.

3.1. Probabilidades de muerte a la edad x :

a. A la edad 0:

$$q_0 = 1 - e^{-m_0 \cdot (0.9539 - 0.5509 \cdot m_0)} \quad (11)$$

b. Para las edades $1 \leq x \leq 99$:

$$q_x = \frac{2 \cdot m_x^A}{2 + m_x^A} \quad (12)$$

c. Para el grupo abierto final: $q_{100+} = 1$

3.2. Sobrevivientes a la edad exacta x :

$$l_{x+1} = l_x - d_x \quad (13)$$

3.3. Defunciones entre x y $x+1$:

$$d_x = l_x \cdot q_x \quad (14)$$

3.4. Tiempo vivido en la edad x :

a. Para la edad 0:

$$L_0 = \left(f_0 \cdot l_0 \right) + \left(1 - f_0 \right) \cdot l_1 \quad (15)$$

$$\text{donde } f_0^z = \frac{c,s D_0^{z-1} + c,s D_0^z + c,s D_0^{z+1}}{c,s D_0^{z-1} + c,s D_0^z + c,s D_0^{z+1} + \binom{z}{16}}$$

b. Para las edades $1 \leq x \leq 99$:

$$L_x = \frac{1}{2} \cdot \left(l_x + l_{x+1} \right) \quad (17)$$

c. Para el grupo abierto final:

$$L_{100+} = \frac{d_{100+}}{m_{100+}} \quad (18)$$

considerada por diferentes autores, (Barclay, 1962) (Benjamin & Haycocks, 1970) (Greville T., 1943) (Keyfitz & Flieger, 1971) (Ortega, 1987), como la mejor manera de obtenerlo, es decir, como el despeje de la fórmula para el cálculo de la *Tasa*

Central de Mortalidad de la población estacionaria, que resulta de mantenerse constantes en el tiempo los supuestos que sustentan el modelo.

3.5. Tiempo vivido entre las edades x y w :

$$T_x = \sum_x^w L_x \quad (19)$$

3.6. Esperanza de vida a la edad x :

$$e_x^o = \frac{T_x}{l_x} \quad (20)$$

Este procedimiento de construcción se aplicó para cada uno de los trienios móviles dentro del decenio intercensal entre 2002-2012 y con ello quedan construidas las tablas completas de mortalidad para Cuba, ambos sexos, Hombres, Hombres Blancos, Hombres no Blancos, Mujeres, Mujeres Blancas y Mujeres no Blancas, dando cuenta así de los patrones medios nacionales de mortalidad que en cada trienio describen la exposición al riesgo de muerte de cada una de las subpoblaciones involucradas. Sin embargo, el ejercicio no estaría completo sin la extracción de las tablas abreviadas de mortalidad equivalentes a cada tabla completa que son las herramientas con las que normalmente se trabaja en los estudios de mortalidad. Por ello, se utilizó el siguiente procedimiento:

4. Extracción de las tablas abreviadas de mortalidad a partir de las tablas completas.

4.1. Selección de los valores de la función l_x para las edades 0, 1, 5, 10, 15, ..., 70, 75, 80, 85, 90, 95 y 100.

4.2. Cálculo las defunciones (${}_n d_x$) de la tabla abreviada:

$${}_n d_x = l_x - l_{x+n} \quad (21)$$

4.3. Construcción de las probabilidades de muerte entre x ; $x+n-1$ (${}_n q_x$):

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l_x} \quad (22)$$

4.4. Determinación del tiempo vivido entre x ; $x+n-1$ (${}_n L_x$):

$${}_n L_x = \sum_x^{x+n-1} L_x \quad (23)$$

donde L_x es la correspondiente función del tiempo vivido a la edad x en la tabla completa.

4.5. Obtención del tiempo vivido entre x ; w (T_x):

$$T_x = \sum_x^w {}_n L_x \quad (24)$$

4.6. Estimación la esperanza de vida a la edad x (e_x^o):

$$e_x^o = \frac{T_x}{l_x} \quad (25)$$

4.7. Determinación de la esperanza de vida temporaria (${}_n e_x^o$):

$${}_n e_x^o = \frac{{}_n L_x}{l_x} \quad (26)$$

Esta última función, la esperanza de vida temporaria, número medio de años que se espera que viva cada uno de los sobrevivientes que alcanzan la exacta inicial x (l_x), dentro el correspondiente intervalo de edades x ; $x+n-1$. Su utilidad radica sobre todo en su utilización para la aplicación de diversas metodologías orientada a la determinación de las contribuciones de las edades y las causas de muerte al cambio de la esperanza de vida al nacer o también al estudio de esas contribuciones a la diferencia de esperanza de vida al nacer de los diferentes subconjuntos de población a los que corresponde cada tabla abreviada de mortalidad construida, como han sido descrito en trabajos precedentes (Arriaga, 1989, pp. 83-96) (Albizu-Campos Espiñeira, 2005), respectivamente.

**Tablas abreviadas de mortalidad.
Niveles regional y provincial¹**

Así entonces, para la construcción de las tablas abreviadas de mortalidad para la población de cada provincia, según sexos y color de piel, se adoptó un procedimiento que difiere del utilizado para el nivel nacional en el sentido de que no pasa por la construcción preliminar de una tabla completa para luego extraer la abreviada, como se ha descrito, debido a las razones expuestas en páginas anteriores, en el sentido de que partiendo de una desagregación previa en 14 provincias y un municipio especial, 100 edades simples, dos sexos y dos colores de piel, se tropezó con la evidente dificultad de la aparición de cero defunciones para combinaciones de categorías y trienios específicos.

Luego, considerando que la ausencia de evento no da cuenta de ausencia de riesgo sino que se trata de la manifestación de la casualidad dentro de la ley general de mortalidad, se adoptó la decisión de trabajar directamente en la construcción de tablas abreviadas, aplicando para ello las metodologías que le son inherentes, combinándolas con un proceso previo de suavizamiento y ajuste de las tasas específicas de mortalidad, semejante al de las tablas completas, siendo un procedimiento en cuatro etapas, como sigue:

1. Cálculo de las tasas específicas de mortalidad por grupos de edades, sexos y color de la piel, ${}^{c,s}m_x^z$
2. Determinación de las probabilidades de muerte observadas.
3. Suavizamiento y ajuste de las tasas específicas de mortalidad.
4. Determinación de las restantes funciones de cada tabla.

1. Para el cálculo de las ${}^{c,s}m_x^z$, se utilizó la fórmula (2) ya descrita, es decir:

$${}^{c,s}m_x^z = \frac{\sum_{i=z-1}^{z+1} {}^{c,s}D_x^i}{3 \cdot {}^{c,s}N_x^{30/6/z}} \quad (2)$$

que permitió, para cada trienio y provincia, obtener el conjunto de tasas específicas de mortalidad por grupos de edades; 0, 1-4, 5-9, 10-14, ..., 90-94, 95-99 y 100 y más; sexos y color de piel que fueron convertidas convenientemente a probabilidades de muerte en virtud de que el enfoque metodológico en este caso no suaviza directamente las tasas como en el procedimiento de las tablas completas, sino las correspondientes probabilidades de muerte observadas, como sigue:

2. Determinación de las probabilidades de muerte observadas, por grupos de edades, según las fórmulas propuestas por Reed y Merrell (Reed & Merrell, 1939), notablemente reconocidas como *"incuestionablemente el método más satisfactorio"* (Greville T., 1943) de la siguiente forma:

- a. Para la edad 0:

$${}^{c,s}q_0^z = 1 - e^{- {}^{c,s}m_0^z \cdot (0.9539 - 0.5509 \cdot {}^{c,s}m_0^z)} \quad (11)$$

Para el grupo de 1 a 4 años:

$${}^{c,s}q_1^z = 1 - e^{-4 \cdot {}^{c,s}m_1^z \cdot (0.9806 - 2.079 \cdot {}^{c,s}m_1^z)} \quad (27)$$

Para los grupos de edades quinquenales:

$${}^{c,s}q_x^z = 1 - e^{-5 \cdot {}^{c,s}m_x - ({}^{c,s}m_x^z)^2} \quad (28)$$

Para el grupo abierto final de 100 y más años,

$$q_{100+} = 1$$

donde "c" es el color de la piel, "s" el sexo, "z" es el trienio y "x" es la edad inicial del intervalo

¹ En el trabajo, cada vez que se haga referencia a "provincia" o a "nivel provincial", ello incluirá igualmente al municipio especial Isla de la Juventud, que fue tratado como tal.

3. Suavizamiento y ajuste de las tasas específicas de mortalidad. Esta etapa del procedimiento consiste en dos iteraciones sucesivas. Como primer paso, y dado que las tasas específicas de mortalidad no se suavizan directamente, sino a través de las probabilidades de muerte, el método utilizado en este caso es el propuesto por Heligman y Pollard para tales efectos mediante una ecuación de 8 parámetros (Heligman & Pollard, 1980) (Heligman, 1981) (Rogers & Gard, 1991), en la que las probabilidades de muerte de los grupos de edades 0, 1-4, 5-9, ..., son regularizadas, para cada combinación de color de piel, sexo, trienio y provincia, a través de un modelo de mínimos cuadrados según la curva:

$${}^{c,s}q_x^z = A^{(x+B)^C} + D \cdot e^{-E \cdot (\ln x - \ln F)^2} + \frac{G \cdot H^x}{1 + G \cdot H^x} \quad (29)$$

donde x son las edades simples, q_x son las probabilidades de muerte a edades simples, y A, B, C, \dots, H son los parámetros de la ecuación estimados según el criterio mencionado, que minimiza la suma de los cuadrados de las diferencias proporcionales entre las probabilidades estimadas y las observadas para los grupos de edades, anteriormente mencionados.

Para de la edad 0, el término $D \cdot e^{-E \cdot (\ln x - \ln F)^2}$ se indefine, por lo se aplica un caso particular de la ecuación, donde se elimina, como sigue:

$${}^{c,s}q_0^z = A^{(x+B)^C} + \frac{G \cdot H^x}{1 + G \cdot H^x} = A^{B^C} + \frac{G}{1 + G} \quad (30)$$

También se podría aplicar la ecuación original (29), utilizando como edad simple $x=1^{-10}$, valor muy próximo a 0, que ofrece el mismo resultado. En todo caso, dado el nivel de monitoreo existente con relación a la mortalidad infantil y a la calidad de su registro en Cuba, se considera que el valor observado es robusto y no es necesario aplicar la fórmula anterior, tomándose el valor calculado con la ecuación (11) a partir de la tasa específica de mortalidad obtenida directamente de la información disponible.

3.1. Conversión de las probabilidades de muerte suavizadas, por edades simples en probabilidades de muerte suavizadas, por grupos de edades:

$${}^{c,s}{}_n\hat{q}_x^z = 1 - \left(\prod_{i=0}^{n-1} \left(1 - {}^{c,s}q_{x+i}^z \right) \right) \quad (31)$$

Lo que permite obtener, para cada subconjunto definido por el color de la piel, el sexo, la provincia de residencia y el trienio, un juego de probabilidades de muerte por grupos de edades, ya suavizadas, a partir del cual se determinarán las correspondientes tasas específicas de mortalidad para realizar el ajuste al nivel de la mortalidad observada en la población correspondiente.

3.2. Cálculo de las tasas específicas de muerte suavizadas, por grupos de edades, para cada subconjunto de población de acuerdo al sexo, el color de la piel y la provincia, para cada trienio:

Para la edad 0:

$${}^{c,s}\hat{m}_0^z = \frac{0,9539 - \sqrt{0,90993 + 2,2036 \cdot \text{LN}(1 - {}^{c,s}\hat{q}_0^z)}}{1,1018} \quad (32)$$

Para el grupo de 1 a 4 años:

$${}^{c,s}\hat{m}_4^z = \frac{3,9224 - \sqrt{15,38522 + 33,264 \cdot \text{LN}(1 - {}^{c,s}\hat{q}_1^z)}}{16,632} \quad (33)$$

Para los grupos de edades quinquenales:

$${}^{c,s}\hat{m}_5^z = \frac{-5 + \sqrt{25 - 4 \cdot \text{LN}(1 - {}^{c,s}\hat{q}_x^z)}}{2} \quad (34)$$

Para el grupo abierto final:

$${}^{c,s}\hat{m}_{100+}^z = 1.52225139 \cdot {}^{c,s}\hat{m}_{95}^z \quad (35)$$

Lo que no sería otra cosa que despejar las correspondientes funciones propuestas por Reed-Merrell (p. 18), en tanto polinomios cuadráticos, utilizando para ello la solución del discriminante, mientras que por otro lado, la tasa específica de mortalidad del grupo abierto final quedaría defini-

da en función del nivel de la mortalidad en el grupo de edades inmediatamente anterior (95-99), lo que no sería otra cosa que suponer que la mortalidad al final de la vida es una función que depende de las condiciones de supervivencia que prevalecen en las edades inmediatamente precedentes.

Se trata, de hecho, de una relación encontrada en la edición actualizada de las tablas modelos de mortalidad de Coale y Demeny (Coale & Demeny, 1966) (Coale, Demeny, & Vaughan, 1983), que se utilizan en el software MORTPAK, versión 4.3 (United Nations Population Division, 2013), para el estudio de esta variable demográfica, siendo 1.52225139 una constante media sin discriminar el tipo de familia modelo. De esta forma, se dispone de un juego suavizado de tasas específicas de mortalidad que se ajustarán al nivel de mortalidad del patrón real estudiado.

3.3. Ajuste de las tasas suavizadas al nivel de mortalidad real, utilizando como macro-control el número agregado observado de defunciones de cada combinación de sexo, color de piel, provincia de residencia y trienio de análisis:

a. Cálculo de las defunciones esperadas por edades de acuerdo a las tasas suavizadas:

$${}_{c,s}D_x^{E,z} = {}_{c,s}N_x^{30/6/z} \cdot {}_{c,s}\hat{m}_x^z \quad (36)$$

b. Agregación de las defunciones totales esperadas:

$${}_{c,s}D^{E,z} = \sum_{x=0}^{x+} {}_{c,s}D_x^{E,z} \quad (37)$$

c. Determinación el factor de ajuste:

$${}_{c,s}f_A^z = \frac{{}_{c,s}D^{E,z}}{{}_{c,s}D^z} \quad (38)$$

d. Para toda $x \geq 1$, división de las ${}_{c,s}\hat{m}_x^z$ suavizadas entre el factor de ajuste, obteniéndose las m_x suavizadas y ajustadas:

$${}_{c,s}\tilde{m}_x^z = \frac{{}_{c,s}\hat{m}_x^z}{{}_{c,s}f_A^z} \quad (39)$$

4. Determinación de las restantes funciones de las tablas:

Cálculo de las probabilidades de muerte suavizadas y ajustadas, ${}_{c,s}\tilde{q}_x^z$. Se aplican las formulaciones 11, 27 y 28, tal como se describe en el paso 2, en la página 18, utilizando las tasas ${}_{c,s}\tilde{m}_x^z$, suavizadas y ajustadas, obtenidas a partir de la fórmula (39).

Sobrevivientes a la edad exacta x:

$$l_{x+n} = l_x - {}_n d_x \quad (13)$$

Defunciones de la tabla abreviada (${}_n d_x$):

$${}_n d_x = l_x \cdot {}_{c,s}\tilde{q}_x^z \quad (40)$$

Tiempo vivido entre las edades x; x+n-1 (${}_n L_x$):

Para la edad 0:

$$L_0 = \left(f_0 \cdot l_0 \right) + \left(1 - f_0 \right) \cdot l_1 \quad (15)$$

donde:

$$f_0^z = \frac{{}_{c,s}D_0^{z-1} + {}_{c,s}D_0^z + {}_{c,s}D_0^{z+1}}{{}_{c,s}D_0^{z-1} + {}_{c,s}D_0^z + {}_{c,s}D_0^{z+1}} \quad (16)$$

Para los grupos de edades de 1-4, 5-9, 10-14, ..., 95-99:

$${}_n L_x = \frac{{}_n d_x}{{}_{c,s}\tilde{m}_x^z} \approx \frac{n}{2} \cdot \left(l_x + l_{x+n} \right) \quad (17)$$

Para el grupo abierto final:

$$L_{100+} = \frac{d_{100+}}{{}_{c,s}\tilde{m}_{100+}^z} \quad (18)$$

e. Obtención del tiempo vivido entre x; w (T_x):

$$T_x = \sum_x^w {}_n L_x \quad (24)$$

f. Estimación la esperanza de vida a la edad x (e_x^o):

$$e_x^o = \frac{T_x}{l_x} \quad (25)$$

g. Determinación de la esperanza de vida temporaria (${}_n e_x^o$):

$${}_n e_x^o = \frac{{}_n L_x}{l_x} \quad (26)$$

Finalmente, las tablas abreviadas de mortalidad de las regiones del país se construyeron mediante la agregación de las defunciones y de las poblaciones medias de las provincias, para cada una de las combinaciones de color de la piel, sexo, provincia de residencia y trienio de estudio, y aplicando el procedimiento que se viene de describir. Las regiones que se adoptaron son las que se han estado utilizando en trabajos precedentes e inicialmente definidas para el diseño y análisis de la Encuesta Nacional de Fecundidad de 1987 (INSIE-CEE, 1990).

En este caso, la particularidad consistió en la creación de las mismas cuatro agrupaciones regionales: Occidente, La Habana, Centro-Este y Oriente, conservando la distribución de la División Político-Administrativa de 1976 para los años 2011 y 2012, por las razones expuestas al inicio de este capítulo, quedando como sigue:

| | |
|--|---|
| <p>Occidente: Pinar del Río La Habana (Artemisa y Mayabeque) Matanzas Isla de la Juventud</p> | <p>Ciudad de La Habana (actualmente La Habana)</p> |
| <p>Centro-Este: Villa Clara Sancti Spíritus Cienfuegos Ciego de Ávila Camagüey</p> | <p>Oriente: Las Tunas Holguín Granma Santiago de Cuba Guantánamo</p> |

Contribución de las edades a los cambios y las diferencias

Luego, para la obtención de los indicadores más generales del cambio de la esperanza de vida al nacer para cada subpoblación se utilizó el método propuesto por Eduardo Arriaga (Arriaga, 1989) para la determinación de las contribuciones de las edades y las causas de muerte al cambio de la esperanza de vida y que fuera adaptado para el estudio de las contribuciones de las diferencias de la mortalidad según grupos de edades a las desigualdades de la esperanza de vida al nacer por color de la piel (Albizu-Campos Espiñeira, 2005) (Albizu-Campos Espiñeira, 2008), también aplicada para estudios específicos del comportamiento del fenómeno en la Región Oriental en el trienio 2003-2005 (Cabrera Marrero, 2014).

Las contribuciones de las edades al cambio de la esperanza de vida al nacer en el período se calcularon como:

$${}_n CT_x = \frac{\left(l_x^z \cdot \left({}^{z+t} e_x^o - {}^z e_x^o \right) + \left(\left(\left(\frac{l_x^z}{l_x^{z+t}} \right) - l_{x+n}^z \right) \cdot {}^{z+t} e_{x+n}^o \right) \right)}{100000} \quad (41)$$

Esta fórmula no es otra cosa que el resultado de la agregación, en cada edad, de los efectos directo, indirecto y de interacción que tiene el cambio de la mortalidad, en un grupo de edades cualquiera, sobre el cambio de la esperanza de vida al nacer. Así entonces, el cambio total de la esperanza de vida al nacer no sólo puede ser medido por la diferencia de su nivel en dos períodos consecutivos, es decir ${}^{z+t} e_0^o - {}^z e_0^o$, sino que también deberá ser siempre igual a la suma de las contribuciones por edades (${}_n CT_x$) desde la edad 0 hasta el final de la vida, de manera que:

$$CT = \sum_{x=0}^{\omega} {}_n CT_x = {}^{z+t} e_0^o - {}^z e_0^o \quad (42)$$

La ecuación 41, al ser adaptada para el estudio de las contribuciones de las diferencias de la mortalidad, según grupos de edades, a las desigualda-

des de la esperanza de vida al nacer por color de la piel, queda:

$${}_nCT_x = \frac{\left(\int_x^{\text{Blancos}} \cdot \left(\int_x^{\text{NoBlancos}} \frac{e_x^0}{n} - \int_x^{\text{Blancos}} \frac{e_x^0}{n} \right) \right) + \left(\left(\int_x^{\text{Blancos}} \cdot \frac{\int_x^{\text{NoBlancos}}}{\int_x^{\text{Blancos}}} - \int_x^{\text{Blancos}} \right) \cdot \int_x^{\text{NoBlancos}} \right) \cdot e_{x+n}^0}{100000} \quad (43)$$

Y de la misma forma, la diferencia de la esperanza de vida al nacer entre población no blanca y blanca, en cualquier combinación con sexo, provincia de residencia y trienio de estudio, $\int_x^{\text{NoBlancos}} e_x^0 - \int_x^{\text{Blancos}} e_x^0$, también deberá ser siempre igual a la suma de las contribuciones por edades (${}_nCT_x$) a la desigualdad de capacidad de supervivencia desde la edad 0 hasta el final de la vida.

Mientras, para su aplicación en el estudio del diferencial por sexos de la esperanza de vida al nacer quedará:

$${}_nCT_x = \frac{\left(\int_x^{\text{Hombres}} \cdot \left(\int_x^{\text{Mujeres}} \frac{e_x^0}{n} - \int_x^{\text{Hombres}} \frac{e_x^0}{n} \right) \right) + \left(\left(\int_x^{\text{Hombres}} \cdot \frac{\int_x^{\text{Mujeres}}}{\int_x^{\text{Hombres}}} - \int_x^{\text{Hombres}} \right) \cdot \int_x^{\text{Mujeres}} \right) \cdot e_{x+n}^0}{100000} \quad (44)$$

Una última aclaración debe hacerse en el sentido de que, si tales contribuciones se construyeran para grupos de edades con diferente amplitud de intervalo, no serían directamente comparables entre sí, sino a través del cálculo de su función de densidad, $\partial({}_nCT_x)$. Y ello no sería otra cosa que calcular el cociente entre la contribución de cada grupo de edades (${}_nCT_x$) y la amplitud del intervalo correspondiente a cada grupo (n), quedando de la siguiente forma:

$$\partial \left({}_nCT_x \right) = \frac{{}_nCT_x}{n} \quad (45)$$

De esta forma, se tendría un indicador refinado y homogéneo de la intensidad media de la contribución de cada edad simple, dentro de cada grupo de edades, al cambio o la diferencia de esperanza de vida al nacer entre los patrones de mortalidad que se estén utilizando en la comparación, y no tendría limitación alguna.

La ventaja de esta adaptación del método de Arriaga, y que a su vez constituye una variante del

método original de Pollard (Pollard, 1986) con la que resuelve la cuantificación del aporte del grupo abierto final como contribución al cambio de la esperanza de vida al nacer entre dos tablas de mortalidad, es que permite medir y explicar la diferencia de la esperanza de vida al nacer (Arriaga, 1989) en subpoblaciones con características diferenciales, como son el sexo y el color de la piel, de acuerdo con el aporte que hace la diferencia de la mortalidad en cada edad entre tales características y se convierte en un instrumento decisivo en la comprensión de las desigualdades en la capacidad de supervivencia que muestran distintos grupos humanos en una población. En este caso se ha aplicado a tablas de mortalidad por sexo y color de la piel, pero igualmente puede utilizarse cuando se dispongan para otras características demográficas, tales como la condición de actividad económica, el status conyugal o la escolaridad, para mencionar algunas.

Y es que tales características en los seres humanos, vistas desde el prisma de su estado de salud, su esperanza de vida y la calidad de su supervivencia, condicionan diferentes grados de exposición a las enfermedades y a la muerte, convirtiéndose en marcadores de riesgos, cuya acción, aislada o combinada, contribuye a modelar factores de selección social en los individuos y dan cuenta incluso de los lastres históricos que han delineado la conducta, el acceso al desarrollo y los modos de vida.

Los métodos antes descritos no son sino aquellos que fueron utilizados para la obtención de los resultados finales que se presentan en este trabajo. Ello no quiere decir que tales resultados no hayan sido contrastados con otros obtenidos por métodos diferentes, algunos de ellos de mayor complejidad a la hora de su aplicación. Por ejemplo, junto a la fórmula de Whittaker-Henderson tipo A (Miller, 1946) (Greville T., 1974) y al modelo de los ocho parámetros de Heligman-Pollard en materia de suavizamiento de las tasas específicas de mortalidad, también se aplicaron la fórmula de Whittaker-Henderson tipo B (Greville T., 1974) (Ortega, 1987, pp. 191-196), el sistema logito de Brass (Chackiel, 1981) y el sistema logito de 4 parámetros (Zaba, 1979), que son los que aparecen mencionados en la literatura como los más empleados.

Esos otros tienen en común, en primer lugar, que son más complejos que lo que se propone en este trabajo como procedimiento ajustado a las condiciones de mortalidad en Cuba. En segundo lugar, los resultados que aportan no ofrecen diferencias de ninguna significación con respecto a los que se presentarán a continuación y, en tercer lugar, las diferencias en los indicadores con relación a períodos anteriores no solo estarían explicadas por los cambios experimentados por la mortalidad, sino también por el cambio de método de suavizamiento de las tasas, lo que introduciría una importante incertidumbre con relación a la comparabilidad de los niveles de mortalidad en el tiempo. Entonces, se insta al lector interesado en el tema a consultar la bibliografía que aquí se reseña, además de toda otra relativa al tema que se ha tratado, entre la que se pueden igualmente destacar las de Keyfitz y Caswell (Keyfitz N., 1979) (Keyfitz & Caswell, 2005).

De lo que se trata ahora es dar continuidad al conocimiento sobre la evolución de la esperanza de vida y otros indicadores refinados de la mortalidad durante la década anterior, vistos en la perspectiva de la evolución general de la mortalidad en Cuba durante los primeros años del siglo XXI y su contexto socio-económico.

LA ESPERANZA DE VIDA EN CUBA HOY

El decenio de 1990: Antecedentes para el análisis²

Lo ocurrido en términos de la esperanza de vida en Cuba durante la última década del siglo precedente, daba cuenta de la presencia de unos rasgos fundamentales que mostraban la consolidación de un conjunto de eje articuladores en el patrón de

mortalidad cubano hacia finales de los procesos de transición de mortalidad y epidemiológica en el país, hacia finales del decenio de 1980 (Albizu-Campos Espiñeira, 2003). Para esa fecha, la esperanza de vida al nacer evidenció experimentar lo que se dio en llamar *fragilidad demográfica* y que comenzó a concretarse en reducciones de su nivel en presencia de coyunturas económicas adversas, sobre todo en las fases agudas de stress económico en las que el signo fundamental fuera el elevado grado de deterioro de la calidad de vida de la población, durante al menos el final de la primera mitad de esa década.

En contextos de esa naturaleza, se reveló que era posible incluso verificar una ruptura de la correlación inversa entre las dinámicas de la mortalidad infantil y la esperanza de vida al nacer. Entre 1900 y 1995, la primera continuó su declinación mientras que en la segunda se observaba el deterioro que ya se comentara, comportamiento particular que continúa manifestándose hasta la actualidad, y que es consecuencia de la acción de un conjunto de factores que afectan la calidad y la extensión de la supervivencia de la población y que escapan a la influencia aislada de los programas del sector de la salud.

Y es que la reducción de la mortalidad infantil, dado su bajo nivel, demostró ir perdiendo poco a poco su influencia en la evolución futura del nivel general de mortalidad, haciendo que ésta última comenzara a depender más de la evolución de los riesgos de muerte sobre todo en las edades adultas y senescentes. (Albizu-Campos Espiñeira J., 2014, pp. 153-158) (Vallin & Caselli, 1989)

Incluso podría decirse que el efecto negativo de esos factores sobre la evolución de la esperanza de vida al nacer en el país comienza a manifestarse a partir de 1985, cuando el Producto Interno Bruto también inicia su retroceso, previo al estallido de la fase aguda de la crisis económica entre 1990 y 1995. En ese contexto, las mujeres jugaron un papel esencial perdiendo 1 año hacia el final de la primera mitad de los 90, mientras en los hombres, la pérdida alcanzó 0,9 años, siguiendo las tendencias por sexos ya observadas con anterioridad y contribuyendo así a la reducción del diferencial por

2 De Albizu-Campos E., J.C., 2003, "La esperanza de vida en Cuba en los 90", Centro de Estudios Demográficos-Universidad de La Habana. ISBN 959-7005-18-2. La Habana, julio, 128p., en CEDEM, 2004, CD-ROM *Novedades en Población* (Colección electrónica). Centro de Estudios Demográficos-Universidad de La Habana. ISBN 959-7005-31-X. La Habana, julio.

sexo, expresión refinada de la ventaja femenina ante el riesgo de muerte y que en Cuba da cuenta una desventaja relativa de la mujer cubana con relación a las mujeres de otras poblaciones en las que la esperanza de vida masculina es semejante a la de los hombres de nuestro país, mientras que la femenina es superior en al menos dos años.

Todos los hallazgos para esa etapa revelaron que los esfuerzos ulteriores por aumentar la capacidad de supervivencia de la población cubana debían implicar un cambio de estrategia en el sector de la salud, y centrarse la atención en la reducción de la mortalidad de la población adulta y en la tercera edad, así como hacer hincapié en la lucha contra las enfermedades de sociedad, cardio y cerebro-vasculares y el cáncer, así como en todas aquellas en las que se revela una sobremortalidad femenina efectiva.

La experiencia de Cuba hacia finales del siglo XX mostró que un débil nivel de desarrollo económico no es un obstáculo infranqueable para la extensión de la esperanza de vida al nacer, pero también evidenció que el alcance de una longevidad importante es difícilmente concebible sin una elevada calidad de la supervivencia (Meslé & Vallin, 1993). En ese sentido, el progreso de la salud logrado independientemente de toda la mejoría de la calidad de la vida de la población, había ya demostrado ser excepcional y difícilmente reproducible en otros contextos e indefinidamente. Así, es inútil medicalizar una sociedad si su nivel de vida es bajo, si el estado nutricional es pobre y su medio ambiente es degradado, en tanto la medicina de masas ya no constituye en lo adelante la clave del progreso futuro de la salud de la población (Vallin, López, & Behm, 1985, p. 4), especialmente una vez que se han alcanzado más de 75 años de esperanza de vida al nacer y la dinámica de la mortalidad a pequeñas escalas espaciales y de los diferentes sub-grupos humanos, tocados de manera diferencial por el riesgo de morir son los depósitos de reservas para el avance, en tanto la influencia de todo un conjunto de causas de muerte permanece vinculada a la calidad particular del hábitat en el espacio y el modo de su ocupación, notablemente todo lo relacionado con la vivienda

y la dinámica de los hogares (Aaby, 1989), donde actúan factores instrumentales que escapan a la influencia de las acciones y programas del sector y de la política de salud.

La esperanza de vida en la última década

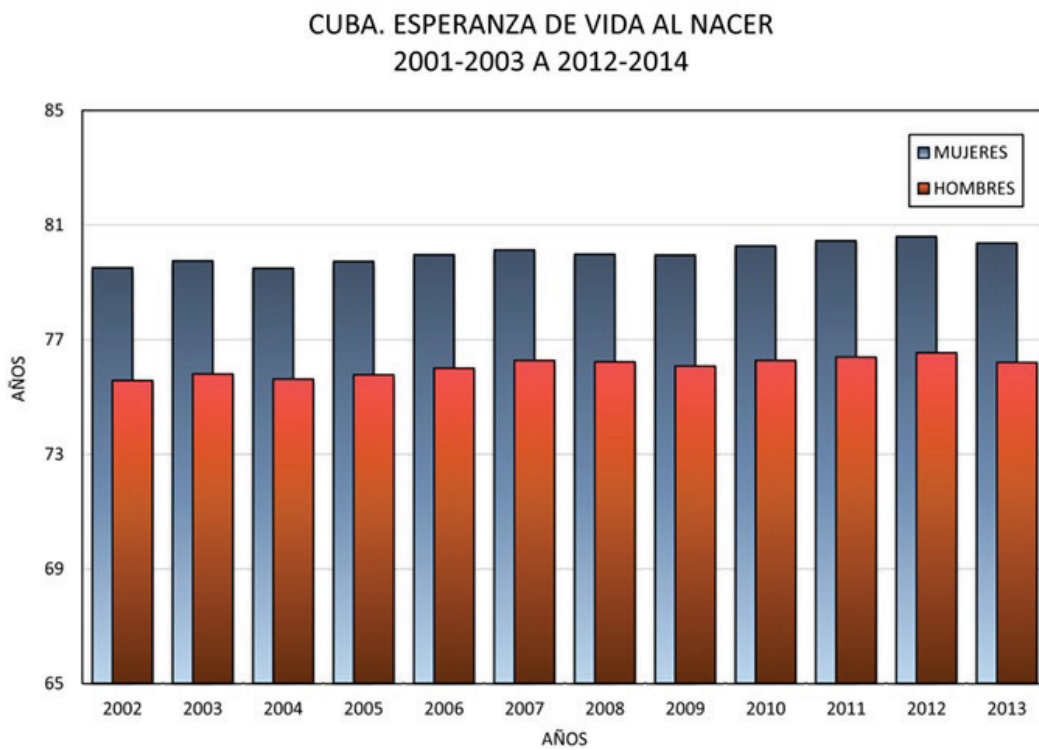
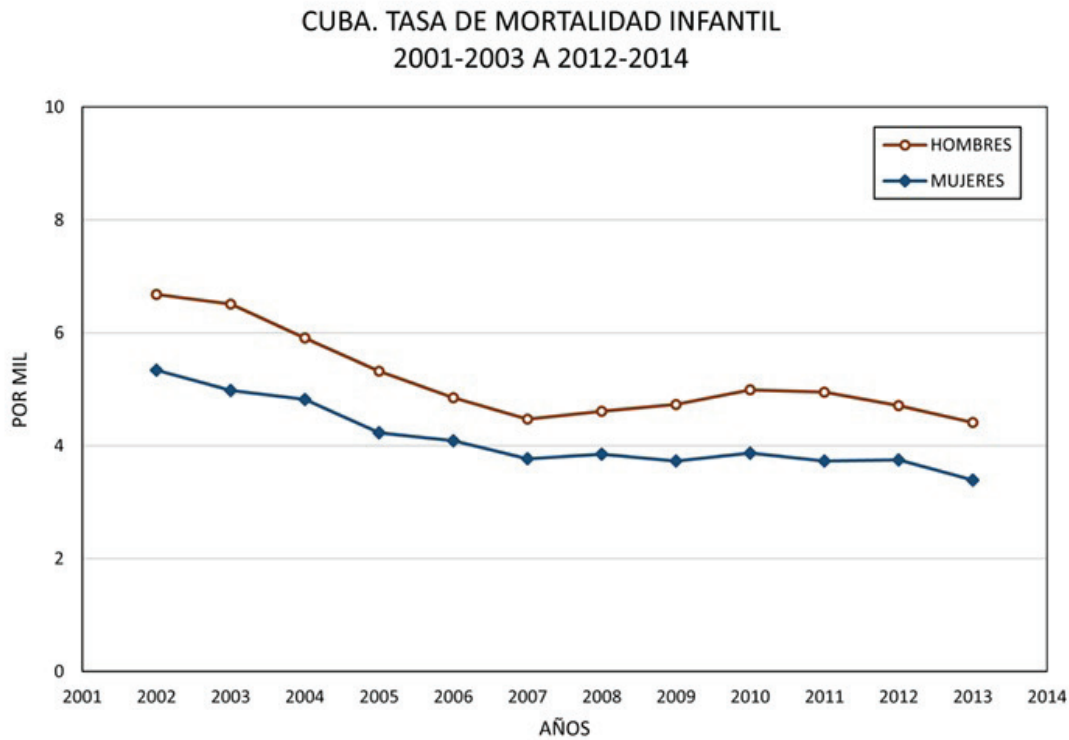
La dinámica de la mortalidad durante los años recientes, particularmente entre 2002 y 2012, muestra que los rasgos descritos para el final del siglo anterior han encontrado vías de reproducción en términos de que se siguen verificando la fragilidad demográfica que apareciera en Cuba hacia 1985 y que se manifestara claramente en el período agudo de la crisis económica actual, entre 1990-1995, en el que la esperanza de vida, como expresión de la extensión de la capacidad de supervivencia de la población no sólo continuó oscilando en las coyunturas, sino que se reduce, invirtiendo la tendencia al progreso de años precedentes.

La dependencia de la evolución de la esperanza de vida al nacer con relación a la mortalidad infantil, aun cuando se sigue observando, continúa dando muestra de cambios en su naturaleza. En primer lugar, porque el descenso de la mortalidad infantil no sólo actúa como factor de consolidación del avance de la esperanza de vida al nacer, sino que también lo hace como factor de contención de mayores descensos de la última, cuando no es capaz de contener el incremento de la mortalidad del resto de las edades, notablemente de las adultas y las senescentes, tal y como se había descrito antes, y como lo refrenda la bibliografía (Vallin & Caselli, 1989). Y ello pone de manifiesto, una vez más, lo que otros trabajos ya habían hecho notar (Albizu-Campos Espiñeira J., 2014).

| Cuadro 1. Cuba. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
|--|-----------------------------|---------|----------|----------------------------|---------|----------|-------------|
| Período | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 6.68 | 5.34 | 6.03 | 75.57 | 79.51 | 77.50 | 3.94 |
| 2002-2004 | 6.51 | 4.98 | 5.76 | 75.80 | 79.75 | 77.74 | 3.95 |
| 2003-2005 | 5.91 | 4.82 | 5.38 | 75.62 | 79.49 | 77.51 | 3.87 |
| 2004-2006 | 5.32 | 4.23 | 4.79 | 75.77 | 79.73 | 77.70 | 3.96 |
| 2005-2007 | 4.85 | 4.09 | 4.48 | 76.00 | 79.96 | 77.94 | 3.96 |
| 2006-2008 | 4.47 | 3.77 | 4.13 | 76.27 | 80.13 | 78.17 | 3.86 |
| 2007-2009 | 4.61 | 3.85 | 4.24 | 76.22 | 79.98 | 78.12 | 3.76 |
| 2008-2010 | 4.73 | 3.73 | 4.24 | 76.07 | 79.95 | 78.00 | 3.88 |
| 2009-2011 | 4.99 | 3.87 | 4.45 | 76.27 | 80.27 | 78.21 | 4.00 |
| 2010-2012 | 4.95 | 3.73 | 4.36 | 76.39 | 80.45 | 78.37 | 4.06 |
| 2011-2013 | 4.71 | 3.75 | 4.25 | 76.54 | 80.60 | 78.53 | 4.06 |
| 2012-2014 | 4.41 | 3.39 | 3.91 | 76.20 | 80.37 | 78.24 | 4.17 |
| Cuba. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
| Población Blanca | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 6.17 | 4.75 | 5.48 | 76.19 | 80.09 | 78.09 | 3.90 |
| 2002-2004 | 5.98 | 4.52 | 5.27 | 76.38 | 80.34 | 78.31 | 3.96 |
| 2003-2005 | 5.25 | 4.29 | 4.78 | 76.17 | 80.09 | 78.08 | 3.92 |
| 2004-2006 | 4.59 | 3.71 | 4.16 | 76.34 | 80.37 | 78.31 | 4.03 |
| 2005-2007 | 3.96 | 3.42 | 3.70 | 76.58 | 80.57 | 78.53 | 3.99 |
| 2006-2008 | 3.56 | 3.02 | 3.30 | 76.79 | 80.66 | 78.68 | 3.87 |
| 2007-2009 | 3.60 | 2.98 | 3.30 | 76.70 | 80.48 | 78.54 | 3.78 |
| 2008-2010 | 3.69 | 2.75 | 3.23 | 76.62 | 80.52 | 78.52 | 3.90 |
| 2009-2011 | 4.07 | 2.87 | 3.48 | 76.85 | 80.79 | 78.77 | 3.94 |
| 2010-2012 | 4.09 | 2.89 | 3.50 | 77.05 | 80.99 | 78.97 | 3.94 |
| 2011-2013 | 4.14 | 2.93 | 3.55 | 77.22 | 81.11 | 79.12 | 3.89 |
| 2012-2014 | 3.84 | 2.85 | 3.36 | 76.94 | 80.92 | 78.88 | 3.98 |
| Cuba. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
| Población No Blanca | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 7.91 | 6.75 | 7.34 | 74.38 | 78.40 | 76.34 | 4.02 |
| 2002-2004 | 7.77 | 6.05 | 6.93 | 74.75 | 78.63 | 76.64 | 3.88 |
| 2003-2005 | 7.47 | 6.06 | 6.78 | 74.60 | 78.33 | 76.42 | 3.73 |
| 2004-2006 | 7.03 | 5.47 | 6.27 | 74.70 | 78.51 | 76.56 | 3.81 |
| 2005-2007 | 6.92 | 5.63 | 6.29 | 74.92 | 78.80 | 76.81 | 3.88 |
| 2006-2008 | 6.58 | 5.51 | 6.06 | 75.32 | 79.18 | 77.20 | 3.86 |
| 2007-2009 | 6.92 | 5.87 | 6.41 | 75.40 | 79.15 | 77.23 | 3.75 |
| 2008-2010 | 7.12 | 5.99 | 6.57 | 75.17 | 79.01 | 77.04 | 3.84 |
| 2009-2011 | 7.09 | 6.16 | 6.64 | 75.32 | 79.31 | 77.27 | 3.99 |
| 2010-2012 | 6.93 | 5.64 | 6.30 | 75.26 | 79.45 | 77.30 | 4.19 |
| 2011-2013 | 6.03 | 5.62 | 5.83 | 75.39 | 79.69 | 77.49 | 4.30 |
| 2012-2014 | 5.72 | 4.60 | 5.17 | 74.92 | 79.41 | 77.11 | 4.49 |

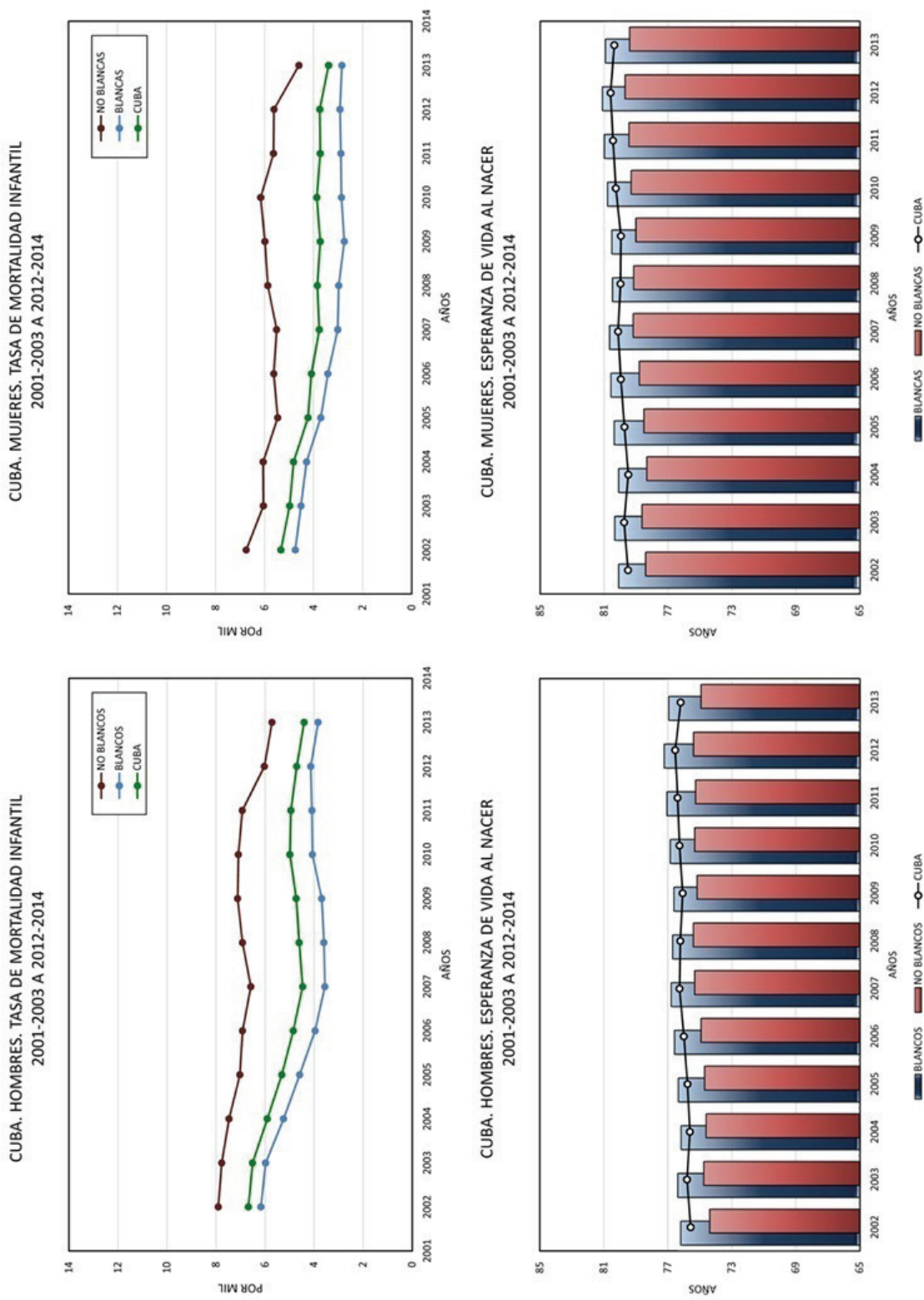
FUENTE: Estimaciones propias a partir de Bases de Datos de Certificados de Defunción (MINSAP) y Censos de Población y Vivienda, 2002 y 2012 (ONEI).

Gráfico 1



FUENTE: Idem Cuadro 1.

Gráfico 2



FUENTE: Idem Cuadro 1.

Es necesario dar cuenta aquí de que el indicador de mortalidad infantil que se utiliza difiere de aquel que se construye exclusivamente con los nacimientos y las defunciones de menores de un año debido a los defectos que presenta y precisamente para evitar tales problemas, se utiliza del valor esperado de la probabilidad de morir a la edad 0, utilizada en la construcción de las tablas de mortalidad (fórmula 11, página 18). Además, para poder rescatar la tendencia real de los indicadores, se ha hecho a partir de períodos trianuales corridos, lo que ha permitido evitar que el análisis se vea afectado por las oscilaciones bruscas que aparecen a un bajo nivel territorial. En todo caso, los años simples que aparecen en las abscisas de los gráficos no son otra cosa que el año medio de cada intervalo trienal, desde 2001-2003 (2002) hasta 2012-2014 (2013).

Así entonces, lo que muestra el caso cubano es que aquello que antes se pensaba que se circunscribía al trienio 2003-2005, en términos de la sobremortalidad de la población no blanca, pareciera ser parte de un fenómeno más abarcador en el tiempo y constituir un ingrediente distintivo del patrón de mortalidad en la Isla. Es notoria la similitud, tanto en nivel como en la tendencia de la mortalidad infantil de la media nacional y la de la población blanca, tanto en hombres como en mujeres, mientras que la de la población no blanca se distancia con claridad, debido a un nivel mayor y al sentido de su tendencia en el tiempo, en tanto en diversos años aumenta mientras que tanto el nivel nacional como el de la población blanca disminuyen.

Y luego, ellos es algo que también se distingue tanto en uno como en otro sexo. Pareciera que se trata de patrones de mortalidad de poblaciones expuestas a diferentes conjuntos factores de riesgo o sujetos a prácticas de salud diferenciadas que corroboran la evidente influencia de evoluciones socio-clasistas opuestas, que han impreso una marca indeleble en la manera de morir de las subpoblaciones involucradas, lo que configuró en cierto momento un escenario de supervivencia de la población que se ha dado en llamar polarización epidemiológica (Albizu-Campos Espiñeira J., 2008), y que se mantiene aún en la actualidad.

Las estimaciones realizadas señalan que el color de la piel efectivamente constituye un discriminante en términos de capacidad de supervivencia

de la población cubana y ofrece una evidencia clara de las brechas sociales resultado de condiciones de vida diferenciadas que determinan un igualmente diferenciado nivel de exposición al riesgo de morir. Pareciera que el mejoramiento de las condiciones de supervivencia de la población no blanca es más lento como resultado de un status social que introduce gravámenes en términos de acceso a prácticas modernas de salud y ello se da tanto en uno como en otro sexo. Lo más notable es el caso de las mujeres, en las que el diferencial de mortalidad, como expresión última de condiciones de género en las que la combinación de la feminidad con el color de piel no blanco parece mostrar ser particularmente desventajosa, y da cuenta de una brecha socio-económica que hace incluso que la esperanza de vida al nacer de estas mujeres superara por muy poco a la de los hombres blancos, en apenas algo más de 2 años. Por otro lado, la evidencia da cuenta, en general, de un ligero aumento de la ventaja femenina, que como promedio ya comienza a superar los 4 años de diferencial de esperanza de vida al nacer con relación a los hombres. La peculiaridad en este caso radica en el hecho de que son las mujeres blancas las que menos progresan en ese sentido, mientras que su ventaja sobre los hombres blancos aun no alcanza ese nivel.

Las disminuciones coyunturales de esperanza de vida al nacer en uno y otro sexo y en las poblaciones de ambos colores de piel, que tienen lugar durante todo el período, incluso muestran importantes paralelismos con la observada durante el quinquenio 1990-1994, entre los cuales resalta la reiteración de su rasgo fundamental: se producen en presencia de una reducción de mortalidad infantil, que expresada como la probabilidad de morir de la población con edad 0 antes de alcanzar el primer cumpleaños llega a situarse en 3.91‰ en 2012-2014, y dan cuenta así de la persistencia en la población cubana de la misma fragilidad demográfica que en términos de mortalidad se describió para aquel aciago período de la historia reciente del país. (Albizu-Campos Espiñeira J., 2002, pp. 73, Cuadro 15)

Aun cuando el avance ha sido notable durante el período y muestra una más que notable reducción de la brecha social en torno a la capacidad de supervivencia según el color de la piel, puede

afirmarse que la población no blanca continúa estando en desventaja con respecto a la blanca. No se trata sólo ya de un suceso aislado que en el año 2003 pudo constatarse, sino de una desventaja persistente que incluso hacia el 2005 se amplía significativamente, dando muestra así de una "...

fragilidad, vulnerabilidad en las coyunturas y quizás hasta reversibilidad en ciertos casos ..." que afecta a toda la población, pero particularmente a la población no blanca.

Por su parte, el comportamiento regional de los indicadores es como sigue:

| Cuadro 2. Cuba. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer por regiones. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
|---|-----------------------------|---------|----------|----------------------------|---------|----------|-------------|
| Región Occidental. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
| Período | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 6.19 | 5.38 | 5.80 | 75.29 | 78.84 | 76.98 | 3.55 |
| 2002-2004 | 6.27 | 5.09 | 5.70 | 75.66 | 79.20 | 77.35 | 3.54 |
| 2003-2005 | 6.08 | 4.52 | 5.33 | 75.86 | 79.53 | 77.61 | 3.67 |
| 2004-2006 | 5.23 | 4.03 | 4.65 | 75.73 | 79.36 | 77.47 | 3.63 |
| 2005-2007 | 4.91 | 3.68 | 4.32 | 75.82 | 79.63 | 77.64 | 3.81 |
| 2006-2008 | 4.46 | 3.84 | 4.16 | 76.23 | 79.95 | 78.00 | 3.72 |
| 2007-2009 | 4.35 | 3.78 | 4.07 | 76.38 | 80.03 | 78.08 | 3.65 |
| 2008-2010 | 4.50 | 3.65 | 4.09 | 76.40 | 79.97 | 78.08 | 3.57 |
| 2009-2011 | 4.94 | 3.22 | 4.11 | 76.17 | 79.76 | 77.91 | 3.59 |
| 2010-2012 | 5.30 | 3.22 | 4.30 | 76.50 | 80.23 | 78.23 | 3.73 |
| 2011-2013 | 5.40 | 3.39 | 4.43 | 76.63 | 80.35 | 78.39 | 3.72 |
| La Habana. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
| Período | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 7.07 | 5.66 | 6.38 | 73.66 | 78.95 | 76.46 | 5.29 |
| 2002-2004 | 7.15 | 5.32 | 6.25 | 73.76 | 79.23 | 76.63 | 5.47 |
| 2003-2005 | 6.53 | 5.07 | 5.82 | 73.66 | 78.98 | 76.45 | 5.32 |
| 2004-2006 | 5.58 | 4.39 | 5.00 | 73.92 | 79.27 | 76.71 | 5.35 |
| 2005-2007 | 4.85 | 3.78 | 4.33 | 74.07 | 79.46 | 76.89 | 5.39 |
| 2006-2008 | 4.51 | 3.59 | 4.06 | 74.21 | 79.67 | 77.04 | 5.46 |
| 2007-2009 | 5.00 | 3.48 | 4.26 | 74.21 | 79.19 | 76.96 | 4.98 |
| 2008-2010 | 5.08 | 3.81 | 4.46 | 74.02 | 78.92 | 76.73 | 4.90 |
| 2009-2011 | 4.90 | 3.60 | 4.27 | 74.20 | 79.32 | 76.89 | 5.12 |
| 2010-2012 | 4.44 | 4.13 | 4.29 | 74.28 | 79.49 | 76.99 | 5.21 |
| 2011-2013 | 3.98 | 3.92 | 3.95 | 74.50 | 79.62 | 77.28 | 5.12 |

| Región Centro-Este. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2001-2003 a 2011-2013. | | | | | | | |
|--|-----------------------------|---------|----------|----------------------------|---------|----------|-------------|
| Período | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 6.20 | 5.05 | 5.64 | 76.29 | 79.90 | 78.03 | 3.61 |
| 2002-2004 | 5.74 | 4.63 | 5.20 | 76.60 | 80.05 | 78.27 | 3.45 |
| 2003-2005 | 5.34 | 4.66 | 5.01 | 76.26 | 79.78 | 77.95 | 3.52 |
| 2004-2006 | 5.04 | 3.96 | 4.52 | 76.42 | 80.06 | 78.15 | 3.64 |
| 2005-2007 | 4.86 | 4.17 | 4.52 | 76.57 | 80.20 | 78.31 | 3.63 |
| 2006-2008 | 4.45 | 3.74 | 4.11 | 76.95 | 80.52 | 78.64 | 3.57 |
| 2007-2009 | 4.37 | 3.95 | 4.17 | 76.79 | 80.38 | 78.43 | 3.59 |
| 2008-2010 | 4.40 | 3.63 | 4.03 | 76.70 | 80.30 | 78.42 | 3.60 |
| 2009-2011 | 4.70 | 4.07 | 4.40 | 76.87 | 80.38 | 78.55 | 3.51 |
| 2010-2012 | 4.72 | 3.81 | 4.28 | 76.95 | 80.53 | 78.67 | 3.58 |
| 2011-2013 | 4.64 | 3.90 | 4.28 | 77.12 | 80.70 | 78.85 | 3.58 |

FUENTE: Estimaciones propias a partir de Bases de Datos de Certificados de Defunción (MINSAP) y Censos de Población y Vivienda, 2002 y 2012 (ONEI).

| Cuadro 2. Cuba. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer por regiones. 2001-2003 a 2011-2013. Continuación ... | | | | | | | |
|--|-----------------------------|---------|----------|----------------------------|---------|----------|-------------|
| Región Oriental. Tasa de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer. 2002-2004 a 2011-2013. | | | | | | | |
| Período | Tasa de mortalidad infantil | | | Esperanza de vida al nacer | | | |
| | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Hombres | Mujeres | A. Sexos | Diferencial |
| 2001-2003 | 7.05 | 5.56 | 6.33 | 76.41 | 80.13 | 78.20 | 3.72 |
| 2002-2004 | 6.97 | 5.40 | 6.21 | 76.61 | 80.42 | 78.43 | 3.81 |
| 2003-2005 | 6.38 | 5.25 | 5.83 | 76.44 | 80.05 | 78.17 | 3.61 |
| 2004-2006 | 5.61 | 4.67 | 5.15 | 76.62 | 80.28 | 78.37 | 3.66 |
| 2005-2007 | 5.13 | 4.30 | 4.72 | 76.91 | 80.57 | 78.68 | 3.66 |
| 2006-2008 | 4.57 | 3.83 | 4.21 | 77.15 | 80.89 | 78.95 | 3.74 |
| 2007-2009 | 4.69 | 4.02 | 4.36 | 77.11 | 80.80 | 78.94 | 3.69 |
| 2008-2010 | 4.73 | 4.03 | 4.39 | 76.98 | 80.92 | 78.87 | 3.94 |
| 2009-2011 | 5.09 | 4.14 | 4.63 | 77.19 | 81.23 | 79.11 | 4.04 |
| 2010-2012 | 5.13 | 3.73 | 4.45 | 77.24 | 81.32 | 79.20 | 4.08 |
| 2011-2013 | 4.67 | 3.74 | 4.22 | 77.34 | 81.38 | 79.29 | 4.04 |

FUENTE: Estimaciones propias a partir de Bases de Datos de Certificados de Defunción (MINSAP) y Censos de Población y Vivienda, 2002 y 2012 (ONEI).

Son notables un conjunto de rasgos particulares que distinguen la dinámica interregional de ambos indicadores de mortalidad. En términos de mortalidad infantil, resalta la homogeneidad del

bajo nivel de mortalidad alcanzado comparado con el nivel nacional por las regiones occidental, centro-este y oriental, que en esta última destaca por situarse en condiciones de mayor avance con

relación al resto del país. En términos generales, véase la semejanza tanto en mortalidad infantil como en esperanza de vida al nacer de esas tres regiones con relación a lo que se observa a nivel nacional (Cuadro 1) y en el caso de las mujeres, en capacidad de supervivencia, el traspaso de la frontera de los 80 años, lo que se hace más apreciable en la región oriental, donde claramente ya superan los 81 años, y muestran un incremento sostenido de su ventaja con relación al sexo masculino.

Hay que hacer notar el hecho de la desaceleración de los ritmos en que progresa ambos indicadores, sobretodo en el caso de la mortalidad infantil en la que el alcance de valores tan reducidos hace que la población cubana se halle en un contexto conocido como "umbral de la mortalidad", en la que los avances son cada vez más inciertos y las acciones de salud son cada vez más costosas y de éxito relativo, por lo que no es de extrañar que se esté produciendo oscilaciones de nivel en su evolución reciente. En todo caso, también habría que resaltar la presencia de reservas en el sentido de la búsqueda de mayor eficiencia sobre todo en el tratamiento del fenómeno del bajo peso al nacer, condición que afecta la capacidad de supervivencia de un recién nacido, que aún muestra una resistencia al descenso en el país, y afecta a más del 5% de los nacimientos (MINSAP, 2017, pp. 113, Cuadro 92).

Sobresale el caso de la capital en la que el indicador se situó por debajo de 4 defunciones por cada mil nacidos vivos. El nivel alcanzado por la provincia no difiere de manera significativa del observado a nivel nacional, tanto para hombres como para mujeres. Adicionalmente en el caso de los hombres, el indicador provincial se sitúa claramente por debajo de lo registrado en el país hacia finales del período mientras que en las mujeres se conserva cierto nivel de sobremortalidad infantil, aunque en cotas muy similares.

Esta semejanza a nivel de la capacidad de supervivencia de los menores de un año contrasta con relación al nivel general de la variable en el sentido de la notable sobremortalidad de la población de la provincia, que se aprecia en su notablemente más baja esperanza de vida al nacer tanto en hombres como en mujeres, lo que permitiría presumir que el avance que se ha logrado a nivel

infantil no parece verse acompañado por un progreso similar en el resto de las edades, en las que parece confirmarse la persistencia de los rasgos fundamentales que ya fueran apuntados para décadas precedentes por diferentes autores (García Quiñones, 1990) (García Quiñones, 1996) (INSIECEDEM, 1990) (Albizu-Campos Espiñeira J., 2002) y cuando ya se detectara el inicio de un sostenido proceso de descenso: 1) La sobremortalidad que experimenta la población de la capital con relación al resto del país; 2) La desaceleración de sus ritmos de descenso y 3) Un diferencial por sexo de la esperanza de vida al nacer significativamente mayor que lo que se observa como promedio en Cuba (Vázquez Padilla & Albizu-Campos Espiñeira, 2017, p. 82).

En todo caso, se trata de una provincia donde el nivel de la mortalidad es de los más elevados en el país, aunque a nivel de la mortalidad infantil se halle en mejores condiciones. No puede comprenderse el comportamiento de esta variable demográfica en la capital sin reconocer el hecho de que a su interior se hallan "múltiples Habanas" (Íñiguez & al., 2014) y hay grupos humanos especialmente afectados por un patrón de riesgo de muerte diferenciado que se ancla en procesos de profundas raíces históricas y cristaliza en maneras de morir sujetas a la influencia de múltiples factores que escapan a la ascendencia exclusiva del sector de la salud y demandan un abordaje multidisciplinario. Esa sobremortalidad de la provincia con relación al nivel medio del país puede también entenderse como una expresión, a nivel biológico, de la acción combinada de un conjunto de factores que escapan del control exclusivo desde el sector de la medicina y de sus programas, y terminan por coartar la eficacia de la acción de la más desarrollada infraestructura de salud y mejor tecnología médica del país.

La ventaja femenina

Por otro lado, los avances de esperanza de vida al nacer en el país se siguen acompañando de oscilaciones, en un contexto en el que aún no debiera esperarse un estancamiento en el indicador, sobre todo en presencia de los niveles que se han alcanzado en otros países.

Cuadro 3. Diferencial por sexos de la esperanza de vida al nacer de Cuba y países seleccionados. Periodos seleccionados. En años.

| País | Período | Esperanza de vida al nacer | | Diferencial |
|---------------|-----------|----------------------------|---------|-------------|
| | | Hombres | Mujeres | |
| Francia | 2002 | 74,7 | 82,4 | 7,7 |
| Reino Unido | 1995-2000 | 74,5 | 79,8 | 5,3 |
| Luxemburgo | 2002 | 74,1 | 80,5 | 6,4 |
| Nueva Zelanda | 1995-2000 | 74,1 | 79,7 | 5,6 |
| Alemania | 1995-2000 | 73,9 | 80,2 | 6,3 |
| Finlandia | 2002 | 73,9 | 81,1 | 7,2 |
| Bélgica | 1995-2000 | 73,8 | 80,6 | 6,8 |
| Austria | 1995-2000 | 73,7 | 80,2 | 6,5 |
| Irlanda | 1995-2000 | 73,6 | 79,2 | 5,6 |
| EE.UU. | 1995-2000 | 73,4 | 80,1 | 6,7 |
| España | 1999-2001 | 73,4 | 80,5 | 7,1 |
| Japón | 1993 | 73,3 | 82,5 | 9,2 |
| Dinamarca | 1995-2000 | 73,0 | 78,3 | 5,3 |
| Canadá | 1985-1987 | 73,0 | 79,8 | 6,8 |
| Cuba | 2001-2003 | 75,57 | 77,50 | 3,94 |
| Cuba | 2006-2008 | 76,27 | 80,13 | 3,86 |
| Cuba | 2011-2013 | 76,54 | 80,60 | 4,06 |

FUENTE: Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2015). Dinámica reciente de la mortalidad en Cuba. *Novedades en Población*, XI(22), julio-diciembre, La Habana, 60-72, p. 67. Para Cuba: Cuadro 1.

Véase la distancia que separa el diferencial por sexos de la esperanza de vida al nacer en Cuba del diferencial observado en el resto de los países (Cuadro 3). Apenas sobrepasa 4 años en un contexto de esperanza de vida al nacer masculina semejante, mientras que, en materia de diferencial por sexos, en otros contextos se aprecian ventajas femeninas de más de 5 años, en promedio superiores a la cubana en 2.5 años, siendo las mujeres de Japón, Francia, Finlandia, España y Estados Unidos y Canadá en la región de las Américas, las que más las superan.

El diferencial de la esperanza de vida al nacer entre hombres y mujeres apenas llega a sobrepasar los cuatro años, mientras que lo que debiera esperarse es una brecha entre los sexos al menos dos años superior a lo registrado si se tiene en cuenta el nivel alcanzado por el indicador al momento del nacimiento. Es notable que no se aprecie un progreso en el diferencial por sexos. Fenómeno este que ha sido descrito para las diversas etapas

de transición que ha atravesado la mortalidad en Cuba, todavía no se ha producido un examen lo suficientemente profundo como para delinear con precisión los factores que determinan semejante evolución. Así, no sólo no progresa, sino que muestra retrocesos diversos en al menos las últimas cuatro décadas, tal como se aprecia para el trienio 2006-2008.

Este análisis hace pensar que en el sexo femenino en Cuba dispone de reservas inexploradas de incremento de su capacidad de supervivencia, dado que el nivel que ha alcanzado de expectativa de vida en el momento del nacimiento la sitúa en un rezago con respecto a las mujeres de otros países en los que el hombre tiene o tuvo un nivel similar al de los hombres cubanos en la actualidad (Albizu-Campos Espiñeira J., 2015, p. 68). Ello es también cierto para la capital del país, pues no se trata sólo del hecho de que su diferencial por sexos desde 2009 supere ya los 5 años, notablemente superior al que se observa en el resto de las regiones

del país, sino que lo alcanza a un nivel claramente inferior de esperanza de vida al nacer, el más bajo del país, que además muestra mayores signos de agotamiento en su progreso en correlato con los frecuentes retrocesos que se registran.

CONCLUSIONES

El presente estudio da cuenta de la sistematización que se ha logrado desde el punto de vista instrumental para la construcción de los indicadores con que se ha trabajado. Los resultados alcanzados dan prueba suficiente de ser coherentes con mediciones de periodos anteriores y mantienen una gran coherencia con otros estudios que han abordado las tendencias seculares de la mortalidad en el país, completando así una vasta serie de estimaciones de esperanza de vida y mortalidad infantil en el país, que constituyen sin duda puntos de partida para la realización de otros estudios que aborden aspectos específicos que aquí no ha sido posible solventar.

Como se dijera antes, los métodos descritos no son sino aquellos que fueron utilizados para la obtención de los resultados finales que se presentan en este trabajo. Ello no quiere decir que tales resultados no hayan sido contrastados con otros obtenidos por métodos diferentes, algunos de ellos de mayor complejidad a la hora de su aplicación, por lo que se reitera entonces que se insta al interesado en el tema de la construcción de tablas de mortalidad, a consultar la bibliografía que aquí se reseña, además de toda otra relativa al tema que se ha tratado.

El lector, entonces, podrá encontrar, en las páginas de los anexos que siguen, la información necesaria para la reconstrucción de las tablas de mortalidad para Cuba, construidas por sexos y color de la piel, para cuatro regiones y todas las provincias, los períodos trienales de 201-2003 a 2011-2013. Ellas son por sí mismas los resultados fundamentales que el trabajo se ha propuesto ofrecer, de tal forma que así quede saldado el vacío cognoscitivo respecto al nivel y la dinámica de la esperanza de vida al nacer en el país durante la primera década del presente siglo y quede igualmente completada la serie de estimaciones que al respecto se habían convertido en una tradición y que durante algunos

años habían quedado interrumpidas. Esperemos que se conviertan en una contribución para todos aquellos profesionales que, de una forma u otra, necesiten abordar este tema.

Los resultados que hasta aquí se han expuesto, conducen irremisiblemente a la propuesta de que es imprescindible un cambio en la percepción que hoy existe sobre este fenómeno en el país, y pasar de la percepción medicalizada del incremento posible de la esperanza de vida al nacer que puede obtenerse desde las acciones unilaterales del sector de la salud a un enfoque integrado que se articule en la búsqueda de un mejoramiento sostenido y necesario de la calidad de la supervivencia de la población cubana. De hecho, el desarrollo aislado del sector de salud y el programa sanitario no es, por sí mismo, una condición suficiente para continuar incrementando la esperanza de vida pues inútil insistir en medicalizar la vida si su calidad es baja, el estado nutricional es pobre y medio ambiente es degradado.

El interés particular en la reducción de la mortalidad infantil tampoco es suficiente para continuar avanzando en materia de esperanza de vida en el momento del nacimiento, aunque continúe siendo un determinante importante de la evolución del indicador, sea como un factor de desaceración de su descenso, o como una contribución principal de su recuperación. Hay otros grupos en la población que no progresan o que no se están beneficiando de la misma manera, permaneciendo rezagados. Notables son los casos de la población femenina, en general, y de la población no blanca, en particular.

En el contexto actual de oscilación de la capacidad de supervivencia de la población cubana y el acelerado proceso de envejecimiento que se verifica hoy, la solución ulterior de los problemas de la mortalidad en Cuba, donde la esperanza de vida al nacer alcanza los 78 años para ambos sexos, deberá solventarse en el marco de un proceso de desarrollo socioeconómico sostenido en el que la elevación de la calidad de vida de la población ha de ocupar un lugar prioritario, pues es en el escenario de ese proceso de desarrollo donde se producirán los recursos necesarios para el sostenimiento y progreso del propio sector de la salud, de elevación de los niveles nutricionales, de consumo y bienestar en general de la población, así como

tendrán lugar las transformaciones profundas e indispensables de los modos de vida que darán lugar a un posterior y sostenido desarrollo humano.

Se ha dicho muchas veces en diferentes escenarios, en diversas publicaciones, como conclusión de numerosos estudios. Pero es imprescindible repetirlo. Lo más notable ha sido sobre todo que este proceso de transición demográfica se ha producido y culminado en ausencia de desarrollo económico. El caso cubano es por ello aleccionador en dos sentidos. En primer lugar, muestra que la ausencia de desarrollo económico no es un obstáculo infranqueable para la transición demográfica y, por otro, que la persistencia del subdesarrollo impone límites para el avance ulterior, pues se torna difícil sostener una población en la que la proporción de personas de 60 años y más crezca cada vez más rápido y tenga una elevada esperanza de vida, y que todo ello no se haga acompañar igualmente de una elevada calidad de vida.

BIBLIOGRAFIA

- Aaby, P. (1989). La surpeuplement, un facteur déterminant de la mortalité par rugeole en Afrique. En I. N. Demographiques, *Mortalité et sociétés en Afrique*. Paris, Paris, France: Presses Universitaires Françaises.
- Albizu-Campos Espiñeira, J. (2002). *Mortalidad y supervivencia en Cuba en los 90* (Vol. 1). Ciudad de La Habana, Ciudad de La Habana, Cuba: Centro de Estudios Demográficos - Universidad de La Habana.
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2002). *Mortalidad y supervivencia en Cuba en los 90*. Ciudad de La Habana, Cuba: Centro de Estudios Demográficos-Universidad de La Habana.
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2002). *Mortalité et survie à Cuba dans les année mille neuf cents quatre-vingt-dix*. Lille, Nord-Pas-de-Calais, France: Atelier National de Reproduction de Thèses. Université de Lille 3 - Charles de Gaulle. Obtenido de [http://www.diffusiontheses.fr/search.php?orderby=position&orderway=desc&search_query=41142&type_query\[\]=2](http://www.diffusiontheses.fr/search.php?orderby=position&orderway=desc&search_query=41142&type_query[]=2)
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2003). *La esperanza de vida en Cuba en los 90*. Ciudad de La Habana, La Habana, Cuba: Centro de Estudios Demográficos-Universidad de La Habana.
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2005). Cuba. La muerte y el color. *Revista Electrónica Zacatecana de Población y Sociedad*(26), 83. Obtenido de http://sociales.reduaz.mx/no_26.htm
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2008). Contrapunteo cubano de la muerte y el color. *Revista Novedades en Población*(7), 74-226. Obtenido de <http://www.novpob.uh.cu/index.php/rnp/article/view/62>
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2014). *La mortalidad en Cuba* (1ra ed.). La Habana: Centro de Estudios Demográficos -Universidad de La Habana.
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2015). Dinámica reciente de la mortalidad en Cuba. *Novedades en Población, XI*(22, julio-diciembre), 60-72.
- Albizu-Campos Espiñeira, J. C., & Cabrera Marrero, F. (2014). La mortalidad en Cuba según el color de la piel. *Revista Novedades en Población, 10*(40), 31-61. Obtenido de <http://www.novpob.uh.cu/index.php/rnp/article/view/239>
- Arriaga, E. (1989). Measuring and explaining the change of life expectancies. *Demography, 21*(1), 83-96.
- Arriaga, E., Johnson, P. D., & Jamison, E. (1994). *Population analysis with microcomputers. Volume I: Presentation of techniques* (Vol. I). New York, New York, United States of America: Bureau of the Census, USAID, UNFPA.
- Barclay, G. (1962). *Técnicas del Análisis de la Población*. Buenos Aires, Argentina: Instituto Interamericano de Estadística.
- Benjamin, B., & Haycocks, H. W. (1970). *The Analysis of Mortality and Other Actuarial Statistics*. Cambridge University Press.
- Cabrera Marrero, F. (2014). *El color de la piel como diferencial ante el riesgo de muerte en el Oriente de Cuba. Una aproximación desde el espacio geográfico*. La Habana, La Habana, Cuba: Centro de Estudios Demográficos-Universidad de La Habana.
- CEDEM-IPF-ONE. (1997). *Las migraciones internas en Cuba. Una exploración por niveles de asentamientos poblacionales*. Ciudad de La Habana: CEDEM-UNFPA.
- Chackiel, J. (1981). El método de mortalidad de Brass. *Notas de Población*(25).
- Coale, A. J., & Demeny, P. (1966). *Regional model life tables and stable populations*. Princeton: Princeton University Press.
- Coale, A. J., Demeny, P., & Vaughan, B. (1983). *Regional model life tables and stable populations: Second edition*. New York: Academic Press.

- García Quiñones, R. (1990). *Primer taller sobre prioridades de investigación en materia de mortalidad en Cuba*. Universidad de La Habana, CEDEM. Ciudad de La Habana: Centro de Estudios Demográficos - Universidad de La Habana.
- García Quiñones, R. (1996). *La transición de la mortalidad en Cuba. Un estudio sociodemográfico* (Vol. 1). Ciudad de La Habana, Ciudad de La Habana, Cuba: Centro de Estudios Demográficos.
- Gómez León, M. (2003). *Supervivencia y calidad de vida* (Inédito ed.). Ciudad de La Habana, La Habana, Cuba: Centro de Estudios Demográficos-Universidad de La Habana.
- Greville, T. E. (1943). Short Methods of Constructing Abridged Life Tables. *Record of the American Institute of Actuaries*, 32(29).
- Greville, T. N. (1974). *Graduation, education and examination Committee of the Society of Actuaries. Part 5. Study Notes*. Chicago: Society of Actuaries.
- Heligman, L. (1981). *Construction of new United Nations model life tables system. Seminar on methodology and data collection in mortality studies, July 7-10, 1981*. Dakar, Senegal: IUSSP.
- Heligman, L., & Pollard, J. H. (1980). The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 107, part 1 (No. 434, June), 49-80.
- INSIE-CEDEM. (1990). *La esperanza de vida en Cuba y provincias, período 1986-1987*. Ciudad de La Habana: Comité Estatal de Estadísticas.
- INSIE-CEE. (1990). *Encuesta Nacional de fecundidad 1987*. Ciudad de La Habana: Estadística-Comité Estatal de Estadísticas.
- INSIE-CEE. (1990). *Encuesta Nacional de Fecundidad 1987* (1991 ed.). Ciudad de La Habana, Ciudad de La Habana, Cuba: Editorial Estadísticas. Comité Estatal de Estadísticas.
- Íñiguez, L., & al. (2014). *Las tantas Habanas: Estrategias para comprender sus dinámicas sociales*. La Habana, La Habana, Cuba: Editorial Universitaria.
- Keyfitz, N. (1979). *Introducción a las matemáticas de población* (Vols. Serie E, No. 18). Santiago de Chile, Chile: CELADE.
- Keyfitz, N., & Caswell, H. (2005). *Applied Mathematical Demography* (3ra ed.). New York: Springer. doi:10.1007/b139042
- Keyfitz, N., & Flieger, W. (1971). *Population. Facts and Methods of Demography*. San Francisco, USA: Freeman and Company.
- Meslé, F., & Vallin, J. (1993). Développement économique et espérance de vie à la naissance: la transition sanitaire au tournant des années soixante. *Congrès International de la Population*, 2, págs. 365-382. Montréal-Liege: UIESP.
- Miller, M. D. (1946). Elements of graduation. En S. o. Actuaries. Chicago.
- MINSAP. (2017). *Anuario Estadístico de Salud, 2016* (Edición electrónica ed., Vol. 1). La Habana, Cuba: Dirección Nacional de Registros Médicos y Estadísticas de Salud.
- ONE-CEPDE. (2005). *Informe Nacional. Censo de Población y Viviendas. Cuba 2002* (Vol. I). Ciudad de La Habana, Ciudad de La Habana, Cuba: Oficina Nacional de Estadísticas.
- ONEI-CEPDE. (2008). *Esperanza de Vida. Cuba y provincias. 2005-2007* (Vol. I). Ciudad de La Habana, Ciudad de La Habana, Cuba: Oficina Nacional de Estadísticas e Información.
- ONEI-CEPDE. (2013). *Anuario Demográfico de Cuba 2012*. La Habana, Cuba: Oficina Nacional de Estadísticas e Información.
- ONEI-CEPDE. (2014). *Informe Nacional. Censo de Población y Viviendas. Cuba 2012* (Vol. I). La Habana, La Habana, Cuba: Oficina Nacional de Estadísticas e Información.
- Ortega, A. (1987). *Tablas de Mortalidad* (Serie E, nº. 1004. ed.). San José, San José, Costa Rica: Centro Latinoamericano de Demografía.
- Pollard, J. H. (1986). *Causes of death and expectation of life. Some international comparison*. International Union for the Scientific Study of Population and Institute of Statistic (Siena). Siena: University of Siena.
- Reed, L., & Merrell, M. (1939). A Short Method of Constructing an Abridged Life Table. *American Journal of Hygiene*, 30(33 September).
- Rogers, A., & Gard, K. (1991). Aplicaciones al modelo de valores de mortalidad de Heligman/Pollard. *Boletín de Población de las Naciones Unidas*(30), 90-120.
- United Nations Population Division. (2013). *MORTPAK for Windows, Version 4.3*. New York: United Nations.
- Vallin, J., & Caselli, G. (1989). Mortalité et vieillissement de la population. *Dossiers et recherches*(24).
- Vallin, J., López, A., & Behm, H. (1985). *La lutte contre la mort. Influence des politiques sociales et des politiques de santé sur l'évolution de la mortalité* (Vol. Cahier no. 108). Paris, Paris, France: Presses Universitaires Françaises - INED.
- Vázquez Padilla, M., & Albizu-Campos Espiñeira, J. C. (2017). La mortalidad en La Habana. *Novedades en Población*(25), enero-junio, 81-93.
- Zaba, B. (1979). The four parameters logit life tables system. *Population Studies*, 33 (March)(1), 79-100.